

METRON

RIVISTA INTERNAZIONALE DI STATISTICA REVUE INTERNATIONALE DE STATISTIQUE
INTERNATIONAL REVIEW OF STATISTICS INTERNATIONALE STATISTISCHE RUNDSCHAU

DIRETTORE PRÖPRIETARIO — DIRECTEUR ET PROPRIÉTAIRE
EDITOR AND PROPRIETOR — HERAUSGEBER UND EIGENTHÜMER

Dott. Corrado Gini, prof. ord. di Statistica nella R. Università di Padova (Italia).

COMITATO DIRETTIVO - COMITÉ DE DIRECTION - EDITORIAL COMMITTEE - DIREKTIONS-KOMITEE

Prof. A. Andréades, de Science des finances à l'Université d'Athènes (Grèce).

Prof. A. E. Bunge, Director general de Estadística de la Nación. Buenos Ayres (Argentina).

Dott. F. P. Cantelli, attuario alla Cassa depositi e prestiti. Ministero del Tesoro. Roma (Italia).

Dr. E. Czuber, Professor an der Technischen Hochschule in Wien (Deutsch Oesterreich).

Dr. F. von Fellner, o. öff. Universität Professor in Budapest (Ungarn).

Prof. A. Flores de Lemus, Jefe de Estadística del Ministerio de Hacienda. Madrid (España).

Dr. M. Greenwood, reader in medical Statistics in the University of London (England).

Mr. G. H. Knibbs, Director of the Commonwealth Institute of Science and Industry. Melbourne (Australia).

Ing. L. March, ancien directeur de la Statistique générale de la France. Paris (France).

Dr. H. W. Methorst, directeur de l'Office permanent de l'Institut International de Statistique et du Bureau central de Statistique. La Haye (Holland).

Prof. A. Julin, secrétaire général du Ministère de l'Industrie et du Travail. Bruxelles (Belgique).

Dr. R. Pearl, prof. of Biometry and Vital Statistics in the J. Hopkins University. Baltimore (U.S.A.).

SEGRETARIO DI REDAZIONE — SECRÉTAIRE DE RÉDACTION
EDITING SECRETARY — REDACTIONSSECRÉTÄR

Prof. Jacopo Tivaroni ord. nell'Università di Ferrara (Italia)

Vol. II. N. 3.

1 - I - 1923

SOMMARIO — SOMMAIRE — CONTENTS — INHALT

A. A. Tschuprow - *On the mathematical expectation of the moments of frequency distributions in the case of correlated observations.*

A. L. Bowley - *The precision of measurements estimated from samples.*

W. Winkler - *Die Berechnung der Tauglichkeitsprozente in der Heeresergänzungssstatistik.*

A. Mac Donald - *A study of the United States Senate.*

M. Boldrini e A. Crosara - *Sull'azione selettiva della guerra fra gli studenti universitari italiani.*

A. De-Pietri Tonelli - *Le fonti internazionali della statistica commerciale: II. America.*

M. Kovero - † *August Hjelt.*

Pubblicazioni ricevute - Publications reçues - Publications received
Erhaltene Veröffentlichungen.

FERRARA (ITALIA)

CASA EDITRICE TADDEI

45 Via de' Romei

ARTICOLI GIUNTI ALLA RIVISTA
CHE VERRANNO PUBBLICATI NEI
PROSSIMI NUMERI.

(Secondo l'ordine d'arrivo)

ARTICLES REÇUS PAR LA REVUE
ET À PARAÎTRE PROCHAINEMENT.
(D'après la date de réception)

ARTIKEL DIE AN DIE RUNDSCHAU AN-
GELANGT SIND UND WELCHE IN DEN NACH-
FOLGENDEN NUMMERN ERSCHEINEN WERDEN.

(Nach der Reihenfolge des Eingangs)

ARTICLES RECEIVED BY THE REVIEW WHICH
WILL BE PUBLISHED IN FUTURE ISSUES.
(According to date of receipt)

A. Guldberg, Zur Theorie der Korrelation.

A. MacDonald, Death Psychology of Historical Personages. A Statistical Study.

A. A. Tschuprow, On the mathematical expectation of the moments of frequency distributions in the case of correlated observations (cont.).

M. Boldrini, La décroissance sénile chez l'homme et chez la femme.

J. Bokalders, Lettlands Agrarproblem.

G. Tagliacarne, Contributi e comportamenti delle regioni d'Italia in guerra.

L. Columba, La statistica e le scienze naturali.

J. W. Bispham, An experimental determination of the distribution of the partial correlation coefficient in samples of thirty.

R. Pearl, The Interrelation of the Biometric and Experimental Methods of acquiring Knowledge; with special reference to the Problem of the Duration of Life.

A. Guldberg, Ueber Markoff's Ungleichung.

H. Ziemann, Beitrag zur Bevölkerungsfrage der farbigen Rassen.

R. Pearl, and L. J. Reed, On the mathematical theory of population growth.

M. Boldrini, Tables des reductions annuelles des contingents militaires.

F. v. Fellner, Das Volksvermögen und Volkseinkommen Rumf-Ungarns.

F. Sarvognan, Nuzialità e fecondità delle Case Sovrane d'Europa.

AL. A. TSCHUPROW

On the mathematical expectation of the moments of frequency distributions in the case of correlated observations

Introduction

Every stochastical (1) theory of statistics sees in the empirical statistical numbers images of certain really significant quantities — reflected confuse images blurred more or less by the Chance. Behind the statistical frequency of an event it discerns the corresponding mathematical probability or, as the english school does, the meta-empirical frequency which would become established in an indefinitely long run, if the observations could be carried out under unaltered conditions. Behind the average of the observed data it perceives the corresponding mathematical expectation; behind the empirical « frequency-curve » — the law of distribution of the values of the variable (2); behind the « correlation-table » — the law of interdependence of the variables. How to get from the data furnished by the experience the most accurate possible estimate of these theoretical quantities which are mostly inaccessible to direct measurement? in what manner to strip the statistical numbers of the disturbing cover of chance? This problem is vital to

(1) I use the word « stochastical » as synonymous to « based on the theory of probability » — cf. J. BERNOULLI, *Ars Conjectandi*, Basileae, 1713, p. 213 « Ars Conjectandi sive Stochastice nobis definitur ars metiendi quam fieri potest exactissime probabilitates rerum » and L v. BORTKIEWICZ, *Die Iterationen*, Berlin, 1917 p. 3 (« Die an der Wahrscheinlichkeitstheorie orientierte, somit auf « das Gesetz der Grossen Zahlen » sich gründende Betrachtung empirischer Vielheiten möge als Stochastik bezeichnet werden »).

(2) The exact definitions of the termini « law of distribution of the values of a variable » and « law of interdependence of two, or more, variables » see in my paper *Über die Korrelationsfläche der arithmetischen Durchschnitte*, § 1 (Metron Vol. I, N. 4).

any theory of statistics, which pretends to be more than a loose summary of rules as to how to collect and how to arrange the statistical data.

This problem has its logical and its mathematical side. The mathematics of the problem have on their turn a twofold purpose: we must, first, devise in a judicious manner the quantitative theoretical characteristics which we want to know and, then, we must show a practicable way to the estimation of their values from the data which can be actually furnished by the experience.

The first purpose presents little difficulty in the simpler cases, but is much trying in the more complicated ones. The simplest instance is just that of the mathematical probability, as the rational basis of the statistical frequency, — a conception which is common to the statisticians as well as to the mathematicians since the publication of BERNOULLI's immortal *Ars Conjectandi*. But much time has passed until the corresponding conception of the relations between the statistical average and the mathematical expectation has been formed. And the analogous conceptions for the cases of the frequency curves and of the correlation-tables have only nowadays begun to be systematically developed, whereby Prof. K. PEARSON has been the leading man.

In the case of the frequency curve we need a system of parameters that allow to grasp the analytical form of the theoretical law of distribution with the desired accuracy and that can be themselves estimated with sufficient accuracy from the data furnished by the observations. The most usual system of such parameters is that of the «moments» of the variable. Other systems can be and have been devised which may be of much use under certain conditions. One of my pupils, cand. J. MORDUCH, has, for instance, a paper in preparation based on a special system of parameters which allows to treat some cases of correlated observations in most elegant and handy manner. But the traditional «moments» are of most general use and the paper below does operate exclusively with the parameters of that type.

If the law of distribution of the values of the variable remains the same for all observations, all we want to know is reduced to the series of the consecutive theoretical moments computed either from an arbitrary fixed origin — quantities m below — or from the mathematical expectation of the variable — quantities μ below. If the laws of distribution do vary,

we can prosecute on two different ways: we can aim at the estimation of the theoretical moments of all single laws of distribution; but this is mostly unattainable and, therefore, we must often let us be contented with a more summary knowledge of the average values resp. of certain other functions of these theoretical moments.

After the system of the theoretical parameters has been elected, it must be shown how to estimate the values of the selected parameters from the observations. To this purpose such functions of the empirical quantities must be formed whose mathematical expectations are equal to the wanted theoretical parameters.¹ As this is not always possible, we must occasionally content us with such functions of the empirical data whose mathematical expectations barely tend to the wanted theoretical quantities with increasing number of the observations (1). For instance, neither the coefficient of correlation nor Pearson's « mean square contingency » can be empirically estimated on the former lines: there exist no such functions of purely empirical data whose mathematical expectations are equal to the theoretical values of the coefficient of correlation and of the mean square contingency; the mathematical expectations of the empirical coefficients which are commonly used as approximate measures of both do coincide with them barely, if the number of the observations is put equal to ∞ .

The construction of functions which combine empirical as well as theoretical quantities can be sometimes also of use. Some important questions of pure theory can be solved in this way and, on the other hand, the values of certain theoretical parameters can be occasionally known beforehand and the wanted values of unknown theoretical parameters can be then estimated by means of such properly formed combinations of em-

(1) It is important to note the difference between the two cases: whereas in the former case the empirical value is an approximate measure of the wanted theoretical quantity whatever the number of the observations may be and the multiplication of the observations has barely the advantage to diminish the standard error of the estimate, in the second case not only the standard error of the estimate is reduced as the number of the observations increases, but simultaneously the difference between the wanted theoretical quantity and the true mathematical expectation of the empirical coefficient becomes smaller and we do, thus, measure with augmenting precision a quantity which comes nearer and nearer to the one we want.

pirical and theoretical data. The statistical study of the interdependence between two, or more, variables has especially often to recur to such proceedings: the theoretical parameters which characterize the laws of distribution of the values of the separate variables can be in many cases assumed as known and the experience has only to furnish the data from which the values of the parameters describing the law of interdependence between the variables can be estimated.

The only empirical data which are available in the case of the statistical study of one variable are the values which the variable takes at the successive observations. From these resp. from their suitable combinations the values of the theoretical parameters have to be estimated. The next purely empirical quantity which can be used is, of course, the average of all empirical values of the variable. The mathematical expectation of the average is always equal to the average of the mathematical expectations of the variable at the successive observations. If the observations are uncorrelated, the standard error of the estimation of the average mathematical expectation on the basis of the average of the empirical values decreases indefinitely as the number of the observations increases, and the law of distribution of the average of the empirical values tends simultaneously to the GAUSS-LAPLACE law (under limitations as to which cp. my paper *On the mathematical expectation of the moments of the frequency distributions*, Part I (1) and Part II (2). If the observations are uncorrelated, we can thus rely upon the value of the empirical average as an approximate measure of the unknown average mathematical expectation, and the precision of our measurement can be augmented as much as is desired, by means of the multiplication of the observations. On the other hand, if in the case of uncorrelated observations the average mathematical expectation is known beforehand, we can easily estimate from the corresponding degrees of the deviation between the empirical average and this « *a priori* » (3) value the theoretical second average and third average moments

(1) « *Biometrika* », vol XII, p. 156-157.

(2) « *Biometrika* », vol. XIII, p. 286-287.

(3) Under *a priori* I do not mean here the absolute *a priori* of the metaphysicians, but barely the relative *a priori* in the sense of something known independently of the observations which shall just be considered.

(of the type μ); moments higher than the third are indeed not obtainable in this simple way even in the case of uncorrelated observations.

If the average mathematical expectation of the variable is not known beforehand, we must recur to the sums of the various degrees of the deviations of the single empirical values from their average — to the quantities v' below — as to the empirical basis of the estimation of the unknown values of the theoretical moments. If the observations are uncorrelated and the law of distribution of the variable remains unaltered, we obtain in this way the approximate values of the second and of the third theoretical moments most easily; the computation of the higher moments requires more complicated calculations, but the problem is under these conditions always solvable with help of the general formulae which are given in my paper *On the math. exp.* Part I, chapters III and IV (1). But if we drop the assumption that the law of distribution does not vary from one observation to another, the problem becomes so intricate that it comports no general solution even in the case of uncorrelated observations. Barely, if we can group the observations in such manner that it can be assumed for each separate group that the law of distribution remains unaltered, we can occasionally proceed to the estimation of the wanted theoretical values (see my paper *Über den mittleren Fehler der wesentlichen Schwankungskomponente* (2).

The difficulties of the estimation of the unknown theoretical moments on the basis of the data furnished by the experience become almost insuperable, if the assumption that the observations are uncorrelated be droped. Surely, the mathematical expectation of the empirical average remains even then equal to the average mathematical expectation. But the precision with

(1) « Biometrika », vol. XII, p. 185 ff. Observing, for instance, that the mathematical expectation of the fourth empirical moment — $v_{4(N)}$ — contains two theoretical quantities — μ_4 and μ_2^2 — and that the mathematical expectation of the second degree of the second empirical moment — $E[v_2(N)]^2$ — contains the same two theoretical quantities, we can calculate them both from the two approximate equations to which these relations lead. In like manner we can obtain the approximate value of μ_5 if we combine the two approximate equations to which the values of v_5 and of $Ev_3'v_2'$ do lead. And so on.

(2) « Skandinavisk Aktuarietidskrift, » 1919.

which such measurement shall be credited is most uncertain; in the general case it can not even be assumed that the precision does increase, as the number of the observations grows; the correlation between the observations can be such that the standard error of the estimate does not diminish resp. does not indefinitely diminish with the increasing number of the observations. As the statistical praxis relies steadily on the possibility to increase the precision of the average by means of the multiplication of the observations, it becomes of the utmost importance to state under what conditions this confidence in the saving virtue of increasing numbers holds good. It is furthermore necessary to clear up under what assumptions the law of distribution of the values of the empirical average tends to the GAUSS-LAPLACE law, as the number of the observations increases; for only then we can practically rely upon the standard error as a measure of the precision of our estimate. A solution of both problems on the lines of the classical investigations of A. A. MARKOFF is exposed below (see Chapter I; cf. my paper *Über den mittleren Fehler des Durchschnittes von gegenseitig nicht unabhängigen Größen* (1).

As to the higher theoretical moments, the corresponding problems have not yet been, as to my knowledge, systematically dealt with. In the chapters I - III below I have tried to develop for the general case of correlated observations the system of the formulae answering to the formulae for the case of uncorrelated observations which I have treated in my paper *On the math. exp.*, Part I and Part II. These are the most general formulae which can be proposed as the mathematical basis of the statistical study of one variable; for they do not make any special assumptions neither as to the law of interdependence between the observations nor as to the laws of distribution of the values of the variable at the successive observations. They assume barely that we have to do with chance values of a variable. But the laws of distribution at the successive observations and the nature of the correlation between the observations remain wholly indeterminate. All other formulae can be obtained from them through specification by means of suitable additional assumptions, — e. g. the formulae of my

(1) «Skandinavisk Aktuarietidskrift», 1918.

paper *On the math. exp.*, Part II, through the additional assumption that the correlation between the observations vanishes; the formulae of *On the math. exp.*, Part I, through one additional assumption more, viz. that the law of distribution of the values of the variable does not vary; and the elegant formula of Prof. BOHLMANN (1) by the assumption of a specified form of the law of distribution of the values whereby the constants of the law of distribution may vary arbitrarily from one observation to another and the observations may be arbitrarily correlated.

The general formulae for the case of correlated observations are established below in the same manner as the corresponding formulae for the case of uncorrelated observations in my paper *On the math. exp.*, Parts I and II. I use hereby substantially the method of A. A. MARKOFF based thoroughly upon the computation of the mathematical expectations. This method has the advantage to join the perfect generality of the results to the strictness of the mathematical reasoning and to the elementary character of the mathematics. It operates exclusively with algebraical notions; its real mathematical basis is the formula for a whole degree of a polynome. The same problems can be certainly treated by means of the higher Analysis and this manner to treat them can be occasionally of much use. But all essential results can be obtained without the help of the higher Analysis.

If we consider the formulae connecting the wanted theoretical quantities with the data furnished by the experience in the case of correlated observations, we see that these formulae based on no special assumptions about the laws of distribution and the nature of the interdependence between the observations contain more unknown quantities than there are approximate equations to which these formulae lead. The problem of the estimation of the values of the theoretical parameters on the basis of the experimental data is consequently insolvable, if we have no additional knowledge at hand allowing to introduce reasonable assumptions about the nature of the correlation bet-

(1) G. BOHLMANN. *Die Grundbegriffe der Wahrscheinlichkeitsrechnung in ihrer Anwendung auf die Lebensversicherung*, Satz XIII*, «Atti del IV Congresso Internazionale dei Matematici», vol. III, p. 262, Roma, 1909; cf. below Chapter VI (1).

ween the observations and the laws of distribution of the values of the variable at the successive observations. Only to the average mathematical expectation there is a straight way from the data furnished by the experience open under whatever conditions: the mathematical expectation of the average of the empirical values of the variable is always equal to the average mathematical expectation. But what we gain hereby is not much worth; for, as was already mentioned above, the precision of the estimate remains in the general case wholly undeterminate; if we know nothing about the nature of the interdependence between the observations, we can not even rely upon the popular rule: if You will add to the precision of the estimate, do multiply the observations. There are certain types of correlation between the observations which make the multiplication of the observations useless or almost useless.

We arrive thus to the utterly important conclusion that all endeavours to reduce the statistical proceedings to pure empiricism are hopelessly futile. From the data themselves, as they are furnished by the experience, we cannot infer what we want to know. Certain assumptions about the nature of the interdependence between the observations and about the laws of distribution must be made if any inferences at all shall follow from the observations. Surely, these assumptions must not always be the simplest ones: uncorrelated observations and unaltered law of distribution of the GAUSS-LAPLACE form. They may be almost unlimitedly complicated and may differ substantially from one case to another. But assumptions based on what is known besides the statistical data furnished by the observations must be at hand in every one case. Assumption-free manipulation of the statistical data leads to nothing.

Two further questions arise thus: first, what sets of assumptions can suffice to render the problem solvable and, then, how to decide which of the various possible sets of assumptions is to be elected in each single case. I shall not investigate these questions in extenso in the present Introduction; I shall limit myself to emphasize barely some points which are intimately connected with what follows in the paper below.

The most important assumption as to the laws of distribution which allows occasionally to get the wanted values of the theoretical parameters in the case of varying laws of distribution is that the observations can be grouped in such manner that the

law of distribution remains the same for each separate group of observations. The formulae dealing with such grouped observations are to be found in the chapter IV below.

Workable assumptions about the nature of the interdependence between the observations may be innumerable. The simplest one is the traditional assumption that the observations are uncorrelated. The next simple one is that the observations are uniformly correlated — i. e. that the law of the interdependence between an arbitrary number of them remains the same for all combinations of observations taken in that number.

A special case of such uniformly correlated observations is that of the tickets drawn from a closed urn and not replaced into the urn before the experiment is brought to the end. For this case of uniformly correlated observations I give in the chapter V below the whole system of the formulae corresponding to the formulae commonly used in the case of uncorrelated observations.

These formulae are of great practical use, as with that type of correlated observations the statistician has often to do when he uses the method of sampling (die Stichprobenmethode) which becomes in our days more and more popular. The formulae of the chapter V below contain all what can be of need for the study of one variable on the lines of sampling when the construction of «unreplaced tickets» is chosen. The question as to the usefulness of the preliminary grouping of observations is also discussed and the corresponding formulae are deduced.

Let us return now to the fundamental problem as to how one has to decide what assumptions are to be elected in each single case. Can the data furnished by the observations reveal us that? The famous theory of dispersion of LEXIS seems, for instance, to indicate an empirical criterion which allows to decide on the basis of the observations how much the assumptions corresponding to the LEXIS'ian «normal dispersion» are actually fulfilled. The formulae which I give below lead to a startling consequence: the LEXIS'ian empirical criterion of the normality of the dispersion is found to be illusory to a large extent; its mathematical expectation equals 1 not only when the assumptions of the normal dispersion are fulfilled, but even when they fail, namely, if the observations are uniformly correlated e. g. in the manner of «unreplaced tickets». Both cases cannot be discriminated, if we have no other data at hand than those which are furnished by the observations, — neither by

means of the LEXIS'ian criterion nor, as I demonstrate in a special study, (1) with the help of other methods which can be devised to this purpose. We can occasionally refute our assumptions by confronting them with the observations; but we can never demonstrate that we have the right to admit them by means of the appeal to the data furnished by the observations alone.

What then? Is every conclusion from the statistical data equally arbitrary on whatever assumptions it may be based? Of course, it is not so. Such wholesale scepticism is as much in the wrong as his contrary — the naive empiricism which relies without suspicion upon the conclusions based on the simplest assumptions unconsciously admitted and which does not even question the right to proceed to these conclusions from his data. The right line goes, as often, midway — through a sound criticism. The assumptions upon which the conclusions are based must be carefully controlled in every case and the modalities of the control must be on their turn carefully chosen. Often can the common sense decide what assumptions are the right ones. Sometimes a circumspect analysis of all circumstances of the « experiment » can permit to prefer without hesitation a certain set of assumptions to other concurring sets which can equally stand the confrontation with the observations. Sometimes we have the conditions in our hands and we can quite quietly rely upon our assumptions: for instance, if we have to deal with a carefully prepared sampling, we do know with all desired exactitude whether the scheme of replaced tickets or that of unreplaced tickets shall serve as the basis of our computations. But utmost care is always required, before we pass to the inferences from our statistical data; the most careful and manysided trial of all what can be of importance must be the rule.

The first three chapters of the paper below follow strictly along the lines of the corresponding chapters of my paper *On the mathematical expectation of the moments of frequency distributions*, Parts I and II (« Biometrika », vol. XII and vol. XIII); in substantially the same way the same formulae are obtained

(1) See my paper *Ist die normale Stabilität empirisch nachweisbar?* (*Zur Kritik der Lexis'schen Dispersionstheorie*), which will be published shortly in « Nordisk Statistisk Tidskrift » — a new statistical Quarterly edited in Sweden by Dr. THOR ANDERSSON.

in a notably generalized form. Some of the formulae are known; many of them are new, as to my knowledge. The general formula for the standard error of the average in the case of correlated observations deserves to be designated as Markoff's formula. Its statistical consequences have been discussed in my paper *Über den mittleren Fehler des Durchschnittes von gegenseitig nicht unabhängigen Größen* («Skandinavisk Aktuarietidskrift», 1918). In nearly the same way the problem of the standard error of the average has been treated by Prof. G. MORTARA in his instructive *Elementi di Statistica*, Chapter X. The special formula for the standard error of the average in the case of «unreplaced tickets» has been given almost simultaneously by L. ISSELRIS, by Prof. G. MORTARA and by myself without that one of us had known the investigations of the others (1). These coincidences are not wholly fortuitous. The problem of the correlated observations begins to attire the attention of the learned in various fields of scientific research — especially in statistical physics thanks mainly to M. v. SMOLUCHOWSKI's ingenious investigations (2). No wonder that it becomes now an object of special interest to the theoreticians of statistics. The sketch of the general theory of correlated observations which follows below appears yet to be the first systematical study of the problem as a whole.

(1) L. ISSELRIS, *On the conditions under which the Probable errors of frequency distributions have real significance* («Proc. R. Soc.», A, vol. 92, London, 1916); L. ISSELRIS, *On the value of a mean as calculated from a sample* («J. R. Stat. Soc.», vol. 81, London, 1918); G. MORTARA, *Elementi di statistica. Appunti sulle lezioni di statistica metodologica dette nel R. Istituto Superiore di studi commerciali di Roma*, (Roma, 1917).

My results have been published in «Skandinavisk Aktuarietidskrift» 1918, but they have been in use previously to their publication, — cf. St. KOHN, *On the use of sampling at the compilation of the agricultural Census*, Petrograd, 1917 (in Russian; St. Kohn is one of my pupils and has had to construct a scheme for the compilation of the data of the great all-Russian agricultural Census of 1916 on the basis of sampling).

(2) M. v. LAUE appears to be the first among the Physicists to have grasped the importance to reckon with the consequences of the dropping of the assumption of the mutual independence of single events which underlies the theorem of J. BERNOULLI; but his investigations have been altogether special. M. v. SMOLUCHOWSKI has gripen the problem from an other side and his conception of the *Wahrscheinlichkeitsnachwirkung* has made it popular among the students of statistical physics.

The problem of correlated observations begins also to play a rôle in biology — namely in the statistical study of the laws of Mendel (see, for instance, the interesting data collected by Prof. E. MARBE in his *Die Gleichförmigkeit in der Welt*, Bd. II, München, 1919).

CHAPTER I

§. I

Let X_1, X_2, \dots, X_N be N variables each following its own law of frequency distribution and let N experiments be performed, — the first on the variable X_1 , the second on the variable X_2 , and so forth, the last on the variable X_N ; the N experiments may be arbitrarily correlated. Denoting by X'_i the chance-value taken by the variable X_i and by $E\mathbf{U}$ the mathematical expectation of the variable \mathbf{U} , put

$$E_{X_i^h=m_h^{(i)}}; E_{[X_i-m_1^{(i)}]^h}=\mu_h^{(i)}$$

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \mu_h^{(i)} = m_{[h; N]}; \quad \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \mu_h^{(i)} = \mu_{[h; N]}$$

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X'_i = X_{(N)}$$

$$E_{X_{(N)}^h=m_{h, (N)}}; E_{[X_{(N)}-m_{h, (N)}]^h}=\mu_{h, (N)}$$

$$E_{X_{i_1}^{h_1} X_{i_2}^{h_2} \dots X_{i_j}^{h_j}}=m_{h_1, h_2, \dots, h_j}^{(i_1, i_2, \dots, i_j)}$$

$$E_{[X_{i_1}-m_1^{(i_1)}]^{h_1} [X_{i_2}-m_1^{(i_2)}]^{h_2} \dots [X_{i_j}-m_1^{(i_j)}]^{h_j}}=\mu_{h_1, h_2, \dots, h_j}^{(i_1, i_2, \dots, i_j)}$$

$$\frac{1}{N^{[-j]}} \mathbf{S}_j m_{h_1, h_2, \dots, h_j}^{(i_1, i_2, \dots, i_j)} = m_{[h_1, h_2, \dots, h_j; N]}$$

$$\frac{1}{N^{[-j]}} \mathbf{S}_j \mu_{h_1, h_2, \dots, h_j}^{(i_1, i_2, \dots, i_j)} = \mu_{[h_1, h_2, \dots, h_j; N]}$$

where $N^{[-j]}=N(N-1)(N-2)\dots(N-j+1)$

and \mathbf{S}_j denotes a j -fold sum which extends to all unequal values of i_1, i_2, \dots, i_j .

The values of $m_{h_1, h_2, \dots, h_j}^{(i_1, i_2, \dots, i_j)}$ and of $\mu_{h_1, h_2, \dots, h_j}^{(i_1, i_2, \dots, i_j)}$ depend in the general case on the order of the indices h_1, h_2, \dots, h_j ; $m_{h_1, h_2}^{(i_1, i_2)}$ is, for instance, different from $m_{h_2, h_1}^{(i_1, i_2)}$. On the contrary, the values

of $m[h_1, h_2, \dots, h_j; N]$ and of $\mu[h_1, h_2, \dots, h_j; N]$ are independent of the order of the indices; $m[h_1, h_2; N] = m[h_2, h_1; N]$ and so on.

Substituting in $\mu_{h_1, h_2, \dots, h_j}^{(i_1, i_2, \dots, i_j)}$

$$\left[X_i - m_1^{(i)} \right]^h = \sum_{f=0}^h (-1)^f C_h^f [m_1^{(i)}]^f X_i^{h-f},$$

we find:

$$\begin{aligned} \mu_{h_1, h_2, \dots, h_j}^{(i_1, i_2, \dots, i_j)} &= \sum_{f_1=0}^{h_1} \sum_{f_2=0}^{h_2} \dots \sum_{f_j=0}^{h_j} (-1)^{f_1+f_2+\dots+f_j} C_{h_1}^{f_1} C_{h_2}^{f_2} \dots C_{h_j}^{f_j} \left[m_1^{(i_1)} \right]^{f_1} \left[m_1^{(i_2)} \right]^{f_2} \dots \\ &\quad \dots \left[m_1^{(i_j)} \right]^{f_j} m_{h_1-f_1, h_2-f_2, \dots, h_j-f_j}^{(i_1, i_2, \dots, i_j)} \\ \mu[h_1, h_2, \dots, h_j; N] &= \sum_{f_1=0}^{h_1} \sum_{f_2=0}^{h_2} \dots \sum_{f_j=0}^{h_j} (-1)^{f_1+f_2+\dots+f_j} C_{h_1}^{f_1} C_{h_2}^{f_2} \dots C_{h_j}^{f_j} \frac{1}{N^{(-j)}} S_j \left[m_1^{(i_1)} \right]^{f_1} \\ &\quad \dots \left[m_1^{(i_j)} \right]^{f_j} m_{h_1-f_1, h_2-f_2, \dots, h_j-f_j}^{(i_1, i_2, \dots, i_j)} \end{aligned}$$

Hence:

$$(1) \quad \begin{aligned} \mu[2; N] &= m[2; N] - \left[m[1; N] \right]^2 - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[m_i^{(i)} - m[1; N] \right]^2 \\ \mu[1, 1; N] &= m[1, 1; N] - \left[m[1; N] \right]^2 + \\ &\quad + \frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^N \left[m_i^{(i)} - m[1; N] \right]^2 \end{aligned}$$

and

$$\begin{aligned} \mu[2; N] - \mu[1, 1; N] &= m[2; N] - m[1, 1; N] - \\ &\quad - \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N \left[m_i^{(i)} - m[1; N] \right]^2 \end{aligned}$$

If the quantities $m_i^{(i)}$ are equal,

$$\begin{aligned} \mu[h_1, h_2, \dots, h_j; N] &= \sum_{f_1=0}^{h_1} \sum_{f_2=0}^{h_2} \dots \\ &\quad \sum_{f_j=0}^{h_j} (-1)^{f_1+f_2+\dots+f_j} C_{h_1}^{f_1} C_{h_2}^{f_2} \dots C_{h_j}^{f_j} m_1^{f_1+f_2+\dots+f_j} m_{[h_1-f_1, h_2-f_2, \dots, h_j-f_j; N]} \end{aligned}$$

and

$$\begin{aligned} \mu_{[2;N]} - \mu_{[1,1;N]} &= \mu_{[2;N]} - \mu_{[1,1;N]} \\ \mu_{[3;N]} - 3\mu_{[2,1;N]} + 2\mu_{[1,1,1;N]} &= \mu_{[3;N]} - 3\mu_{[2,1;N]} \\ &\quad + 2\mu_{[1,1,1;N]} \end{aligned}$$

and so on.

If the separate experiments are independent of one another,

$$\begin{aligned} m_{h_1, h_2, \dots, h_j}^{(i_1, i_2, \dots, i_j)} &= m_{h_1}^{(i_1)} m_{h_2}^{(i_2)} \dots m_{h_j}^{(i_j)} \\ \mu_{h_1, h_2, \dots, h_j}^{(i_1, i_2, \dots, i_j)} &= \mu_{h_1}^{(i_1)} \mu_{h_2}^{(i_2)} \dots \mu_{h_j}^{(i_j)} \end{aligned}$$

but $m_{[h_1, h_2, \dots, h_j; N]}$ is in the general case not equal to

$$m_{[h_1; N]}^{(i_1)} m_{[h_2; N]}^{(i_2)} \dots m_{[h_j; N]}^{(i_j)}$$

For example,

$$(2) \quad m_{[h_1, h_2; N]} = m_{[h_1; N]} m_{[h_2; N]} - \frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N-1} [m_{h_1}^{(i)} - m_{[h_1; N]}] \left[m_{h_2}^{(i)} - m_{[h_2; N]} \right]$$

and $m_{[h_1, h_2; N]}$ can be equal to $m_{[h_1; N]} m_{[h_2; N]}$ only, if

$$\sum_{i=1}^N [m_{h_1}^{(i)} - m_{[h_1; N]}] \left[m_{h_2}^{(i)} - m_{[h_2; N]} \right] = 0;$$

for instance, if all quantities m_{h_1} or all quantities m_{h_2} are equal.

In the general case $\mu_{[h_1, h_2, \dots, h_j; N]}$ is likewise not equal to $\mu_{[h_1; N]} \mu_{[h_2; N]} \dots \mu_{[h_j; N]}$. If one of the indices h_1, h_2, \dots, h_j is equal to 1 and all experiments are mutually independent, $\mu_{h_1, h_2, \dots, h_j}^{(i_1, i_2, \dots, i_j)} = 0$; in this case $\mu_{[h_1, h_2, \dots, h_j; N]}$ is likewise equal to zero.

§ II

Noting that

$$m_{r; N} = E X_{(N)}^r = \frac{1}{N^r} E \left[\sum_{i=1}^N X_i \right]^r,$$

we find, if $r \leq N$:

$$m_{r; N} = \frac{1}{N^r} \sum_{j=1}^r \sum_{i_1=1}^{N-j+1} \sum_{i_2=i_1+1}^{N-j+2} \dots \sum_{i_j=i_{j-1}+1}^N \sum_{r_1=1}^{r-j+1} \dots \sum_{r_2=1}^{r-j+2} \dots$$

$$\begin{aligned}
& \cdots \sum_{r_{j-1}=1}^{r-r_1-r_2-\cdots-r_{j-2}-1} \frac{r!}{r_1!r_2!\cdots r_{j-1}![r-r_1-r_2-\cdots-r_{j-1}]!} \mu^{(i_1, i_2, \dots, i_{j-1}, i_j)}_{r_1, r_2, \dots, r_{j-1}, r-r_1-r_2, \dots, r_{j-1}} = \\
& = \frac{1}{N^r} \sum_{j=1}^r \frac{N^{[-j]}}{j!} \sum_{r_1=1}^{r-j+1} \sum_{r_2=1}^{r-r_1-j+2} \cdots \sum_{r_{j-1}=1}^{r-r_1-r_2-\cdots-r_{j-2}-1} \frac{r!}{r_1!r_2!\cdots r_{j-1}![r-r_1-r_2-\cdots-r_{j-1}]!} \\
& m[r_1, r_2, \dots, r_{j-1}, r-r_1-r_2, \dots, r_{j-1}; N] = \\
(3) & = \frac{1}{N^r} \left\{ N^{[-r]} m_{[1, 1, \dots, 1; N]} + N^{[-(r-1)]} C_r^2 m_{[1, 1, \dots, 1, 2; N]} + \right. \\
& + N^{[-(r-2)]} \left[C_r^3 m_{[1, 1, \dots, 3; N]} + 1.3 C_r^4 m_{[1, 1, \dots, 1, 2, 2; N]} \right] + \\
& + N^{[-(r-3)]} \left[C_r^4 m_{[1, 1, \dots, 1, 4; N]} + 10 C_r^5 m_{[1, 1, \dots, 1, 2, 3; N]} + \right. \\
& \left. + 1.3.5 C_r^6 m_{[1, 1, \dots, 1, 2, 2, 2; N]} \right] + \cdots + \\
& + N^{[-j]} \frac{1}{j!} \sum_{r_1=1}^{r-j+1} \sum_{r_2=1}^{r-r_1-j+2} \cdots \sum_{r_{j-1}=1}^{r-r_1-r_2-\cdots-r_{j-2}-1} \frac{r!}{r_1!r_2!\cdots r_{j-1}![r-r_1-r_2-\cdots-r_{j-1}]!} \\
m[r_1, r_2, \dots, r_{j-1}, r-r_1-r_2, \dots, r_{j-1}, N] & + \cdots + \\
& + N^{[-3]} \frac{1}{6} \sum_{r_1=1}^{r-2} \sum_{r_2=1}^{r-r_1-1} \frac{r!}{r_1!r_2![r-r_1-r_2]!} m_{[r_1, r_2, r-r_1-r_2; N]} + \\
& \left. + N^{[-2]} \frac{1}{2} \sum_{r_1=1}^{r-1} \frac{r!}{r_1![r-r_1]!} m_{[r_1, r-r_1; N]} + N m_{[r; N]} \right\}^*
\end{aligned}$$

Putting $(\star\star)$

$$N^{[-j]} = \sum_{f=0}^{j-1} (-1)^f \beta_{j,f} N^{j-f},$$

we find :

$$\begin{aligned}
m_{r, (N)} & = m_{[1, 1, \dots, 1; N]} + \frac{1}{N} \left\{ C_r^2 m_{[1, 1, \dots, 1, 2; N]} - \beta_{r, 1} m_{[1, 1, \dots, 1; N]} \right\} + \\
& + \frac{1}{N^2} \left\{ C_r^3 m_{[1, 1, \dots, 1, 3; N]} + 1.3 \cdot C_r^4 m_{[1, 1, \dots, 1, 2, 2; N]} - \beta_{r-1, 1} C_r^2 m_{[1, 1, \dots, 1, 2; N]} + \right. \\
& \left. + \beta_{r, 2} m_{[1, 1, \dots, 1; N]} \right\} +
\end{aligned}$$

(*) Cf. *On the mathematical expectation of the moments of frequency distributions*, Part. I, chapter I, (4)-(7), «Biometrika», vol XII, p. 149-150.

(**) See *On the math. exp. Part. I, Introduction*, «Biometrika» Vol. XII, p. 142). Note that $\beta_{r, 1} = C_r^2$, $\beta_{r, 2} = 3 C_r^4 + 2 C_r^3$, $\beta_{r, 3} = 15 C_r^6 + 20 C_r^5 + 6 C_r^4 = C_r^2 C_r^4$.

$$\begin{aligned}
 & + \frac{1}{N^3} \left\{ C_r^4 m_{[1,1,\dots,1,4;N]} + 10 C_r^5 m_{[1,1,\dots,1,2,3;N]} + \right. \\
 & + 1.3.5. C_r^6 m_{[1,1,\dots,1,2,2;N]} - \\
 (4) \quad & - \beta_{r-2,1} \left[C_r^3 m_{[1,1,\dots,1,3;N]} + 1.3. C_r^4 m_{[1,1,\dots,1,2,2;N]} \right] + \\
 & \left. + \beta_{r-1,2} C_r^2 m_{[1,1,\dots,1,2;N]} - \beta_{r,3} m_{[1,1,\dots,1;N]} \right\} + \dots
 \end{aligned}$$

Hence :

$$\begin{aligned}
 m_{2,(N)} &= m_{[1,1;N]} + \frac{1}{N} \left\{ m_{[2;N]} - m_{[1,1;N]} \right\} \\
 m_{3,(N)} &= m_{[1,1,1;N]} + \frac{3}{N} \left\{ m_{[2,1;N]} - m_{[1,1,1;N]} \right\} + \\
 (5) \quad & + \frac{1}{N^2} \left\{ m_{[3;N]} - 3 m_{[2,1;N]} + 2 m_{[1,1,1;N]} \right\} \\
 m_{4,(N)} &= m_{[1,1,1,1;N]} + \frac{6}{N} \left\{ m_{[2,1,1;N]} - m_{[1,1,1,1;N]} \right\} + \\
 & + \frac{1}{N^2} \left\{ 3 m_{[2,2;N]} + 4 m_{[3,1;N]} - 18 m_{[2,1,1;N]} + 11 m_{[1,1,1,1;N]} \right\} + \\
 & + \frac{1}{N^3} \left\{ m_{[4;N]} - 3 m_{[2,2;N]} - 4 m_{[3,1;N]} + 12 m_{[2,1,1;N]} - 6 m_{[1,1,1,1;N]} \right\}.
 \end{aligned}$$

Putting (see (1))

$$\begin{aligned}
 m_{[1,1;N]} &= \mu_{[1,1;N]} + [m_{[1;N]}]^2 - \frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^N [m_{1}^{(i)} - m_{[1;N]}]^2 \\
 m_{[2;N]} - m_{[1,1;N]} &= \mu_{[2;N]} - \mu_{[1,1;N]} + \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N [m_{1}^{(i)} - m_{[1;N]}]^2
 \end{aligned}$$

we find : (*)

$$(6) \quad m_{2,(N)} = \mu_{[1,1;N]} + [m_{[1;N]}]^2 + \frac{1}{N} \left\{ \mu_{[2;N]} - \mu_{[1,1;N]} \right\}$$

Similarly we find (*) :

$$\begin{aligned}
 m_{3,(N)} &= \mu_{[1,1,1;N]} + 3 m_{[1;N]} \mu_{[1,1;N]} + [m_{[1;N]}]^3 + \\
 & + \frac{3}{N} \left\{ \mu_{[2,1;N]} - \mu_{[1,1,1;N]} + m_{[1;N]} [\mu_{[2;N]} - \mu_{[1,1;N]}] \right\} + \\
 & + \frac{1}{N^2} \left\{ \mu_{[3;N]} - 3 \mu_{[2,1;N]} + 2 \mu_{[1,1,1;N]} \right\}
 \end{aligned}$$

(*) See *On the math exp.* Part. I, chapter I, «Biometrika», vol. XII, p. 151 and Part. II, chapter I, «Biometrika», vol. XIII, p. 285.

$$\begin{aligned}
(7) \quad m_{4(N)} = & \mu_{[1,1,1,1;N]} + 4m_{[1;N]}\mu_{[1,1,1;N]} + 6[m_{[1,N]}]^2\mu_{[1,1;N]} + \\
& + [m_{[1;N]}]^4 + \\
& + \frac{6}{N} \{ \mu_{[2,1,1;N]} - \mu_{[1,1,1,1;N]} + 2m_{[1;N]}(\mu_{[2,1;N]} - \mu_{[1,1,1;N]}) + \\
& + [m_{[1;N]}]^2(\mu_{[2;N]} - \mu_{[1,1;N]}) \} + \\
& + \frac{1}{N^2} \{ 3\mu_{[2,2;N]} + 4\mu_{[3,1;N]} - 18\mu_{[2,1,1;N]} + 11\mu_{[1,1,1,1;N]} + \\
& + 4m_{[1;N]}(\mu_{[3;N]} - 3\mu_{[2,1;N]} + 2\mu_{[1,1,1;N]}) \} + \\
& + \frac{1}{N^3} \{ \mu_{[1;N]} - 3\mu_{[2,2;N]} - 4\mu_{[3,1;N]} + 12\mu_{[2,1,1;N]} - 6\mu_{[1,1,1,1;N]} \}
\end{aligned}$$

§ III

Replacing in the formulae of § II the quantities m by the corresponding quantities μ and noting that $\mu_1^{(i)} = \mu_{[1;N]} = 0$, but that $\mu_{1,1}^{(i_1, i_2)}, \mu_{1,1,1}^{(i_1, i_2, i_3)}$ and so on, $\mu_{[1,1;N]}, \mu_{[1,1,1;N]}$ and so on are in the general case different from 0, we find for $r \leq N$:

$$\begin{aligned}
(8) \quad \mu_{r,(N)} = & \frac{1}{N^r} \left\{ N^{[-r]} \mu_{[1,1,\dots,1;N]} + N^{[-(r-1)]} C_r^2 \mu_{[1,1,\dots,1,2;N]} + \right. \\
& + N^{[-(r-2)]} \left[C_r^3 \mu_{[1,1,\dots,1,3;N]} + 1.3 C_r^4 \mu_{[1,1,\dots,1,2,2;N]} \right] + \\
& + N^{[-(r-3)]} \left[C_r^4 \mu_{[1,1,\dots,1,4;N]} + 10 C_r^5 \mu_{[1,1,\dots,1,2,3;N]} + \right. \\
& \left. + 1.3.5 C_r^6 \mu_{[1,1,\dots,1,2,2,2;N]} \right] + \dots + \\
& + N^{[-j]} \frac{1}{j!} \sum_{r_1=1}^{r-j+1} \sum_{r_2=1}^{r-r_1-j+2} \dots \sum_{r_{j-1}=1}^{r-r_1-\dots-r_{j-2}-1} \frac{r!}{r_1! r_2! \dots r_{j-1}! [r-r_1-r_2-\dots-r_{j-1}]!} \\
& \mu_{[r_1, r_2, \dots, r_{j-1}, r-r_1-r_2-\dots-r_{j-1};N]} + \dots + \\
& + N^{[-3]} \frac{1}{6} \sum_{r_1=1}^{r-2} \sum_{r_2=1}^{r-r_1-1} \frac{r!}{r_1! r_2! [r-r_1-r_2]!} \mu_{[r_1, r_2, r-r_1-r_2;N]} + \\
& \left. + N^{[-2]} \frac{1}{2} \sum_{r_1=1}^{r-1} \frac{r!}{r_1! [r-r_1]!} \mu_{[r_1, r-r_1;N]} + N \mu_{[r;N]} \right\} = \\
& = \mu_{[1,1,\dots,1;N]} + \frac{1}{N} \left\{ C_r^2 \mu_{[1,1,\dots,1,2;N]} - \beta_{r,1} \mu_{[1,1,\dots,1;N]} \right\} + \\
& + \frac{1}{N^2} \left\{ C_r^3 \mu_{[1,1,\dots,1,3;N]} + 1.3 C_r^4 \mu_{[1,1,\dots,1,2,2;N]} - \right.
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& - \beta_{r-1,1} C_r^2 \mu_{[1,1,\dots,1,2;N]} + \beta_{r,2} \mu_{[1,1,\dots,1;N]} \Big\} + \\
& + \frac{1}{N^3} \left\{ C_r^4 \mu_{[1,1,\dots,1,4;N]} + 10 C_r^5 \mu_{[1,1,\dots,1,2,3;N]} + \right. \\
& \quad \left. + 1.3.5 C_r^6 \mu_{[1,1,\dots,1,2,2,2;N]} - \right. \\
& \quad \left. - \beta_{r-2,1} \left[C_r^3 \mu_{[1,1,\dots,1,3;N]} + 1.3 C_r^4 \mu_{[1,1,\dots,1,2,2;N]} \right] + \right. \\
& \quad \left. + \beta_{r-1,2} C_r^2 \mu_{[1,1,\dots,1,2;N]} - \beta_{r,3} \mu_{[1,1,\dots,1;N]} \right\} + \dots
\end{aligned}$$

Hence or from (6) and (7) we find:

$$\begin{aligned}
\mu_{2,(N)} &= \frac{1}{N} \mu_{[2;N]} + \frac{N-1}{N} \mu_{[1,1;N]} = \mu_{[1,1;N]} + \frac{1}{N} \left\{ \mu_{[2;N]} - \mu_{[1,1;N]} \right\} \\
\mu_{3,(N)} &= \frac{1}{N^2} \mu_{[3;N]} + \frac{3(N-1)}{N^2} \mu_{[2,1;N]} + \frac{(N-1)(N-2)}{N^2} \mu_{[1,1,1;N]} = \\
(9) \quad &= \mu_{[1,1,1;N]} + \frac{3}{N} \left\{ \mu_{[2,1;N]} - \mu_{[1,1,1;N]} \right\} + \\
& + \frac{1}{N^2} \left\{ \mu_{[3;N]} - 3 \mu_{[2,1;N]} + 2 \mu_{[1,1,1;N]} \right\} \\
\mu_{4,(N)} &= \frac{1}{N^3} \mu_{[4;N]} + \frac{3(N-1)}{N^3} \mu_{[2,2;N]} + \frac{4(N-1)}{N^3} \mu_{[3,1;N]} + \\
& + \frac{6(N-1)(N-2)}{N^3} \mu_{[2,1,1;N]} + \\
& + \frac{(N-1)(N-2)(N-3)}{N^3} \mu_{[1,1,1,1;N]} = \\
& = \mu_{[1,1,1,1;N]} + \frac{6}{N} \left\{ \mu_{[2,1,1;N]} - \mu_{[1,1,1,1;N]} \right\} + \\
& + \frac{1}{N^2} \left\{ 3 \mu_{[2,2;N]} + 4 \mu_{[3,1;N]} - 18 \mu_{[2,1,1;N]} + 11 \mu_{[1,1,1,1;N]} \right\} + \\
& + \frac{1}{N^3} \left\{ \mu_{[4;N]} - 3 \mu_{[2,2;N]} - 4 \mu_{[3,1;N]} + 12 \mu_{[2,1,1;N]} - 6 \mu_{[1,1,1,1;N]} \right\}
\end{aligned}$$

If we compare these formulae with the corresponding formulae of my paper *On the math. exp.* Part I, Chapter I, § III and Part II, Chapter I, § III, we see that the correlation between the experiments introduces much more changes into the law of distribution of the values of $X_{(N)}$ than are introduced by the differences between the laws of distribution of the values of the separate variables: if the observations are correlated, not only terms of the order $\frac{1}{N^{\text{Ent. } r+1}}_2$ and higher are conserved in the formula for $\mu_{r,(N)}$, but also terms of inferior orders incl. the term which is independent from N . Consequently, $\mu_{2,(N)}$ does not in the general case tend to zero with increasing N and the

relation $\frac{[\mu_{r, (N)}]^2}{[\mu_{2, (N)}]^r}$ tends with increasing N to a limit which depends on the nature of the correlation between the observations. The correlation between the observations must fulfil certain conditions, if the uncertainty of the estimation of the value of $m_{[1;N]}$ from the value of the average of the separate variables shall be capable of an indefinite reduction by means of the multiplication of the observations and the law of distribution of the values of $X_{(N)}$ shall tend to the GAUSS-LAPLACE law, as the number of the observations increases.

§ IV

If the standard error of the average shall tend to zero, as the number of the observations increases, the correlation between the observations must be such as to fulfil the condition: $\mu_{(1,1;N)}$ vanishes for $N = \infty$. I have considered in my paper *Über den mittleren Fehler des Durchschnittes von gegenseitig nicht unabhängigen Größen* (*) some cases where this condition is fulfilled. For instance, $\mu_{2, (N)}$ tends to zero with increasing N : 1) if $m_{1,1}^{(i_1, i_2)} \leq m_1^{(i_1)} m_1^{(i_2)}$ for all values of i_1 and i_2 ; 2) if the difference $m_{1,1}^{(i, i+j)} - m_1^{(i)} m_1^{(i+j)}$ does not depend from i and decreases in geometrical progression with increasing j ; 3) if $\mu_{1,1}^{(i, i+j)}$ does not depend from i and becomes equal to zero for all values of j which are greater than a not infinite and independent from N number 1.

It is not difficult to demonstrate that, if the condition « the correlation between the i -th and the $i+j$ -th observation depends exclusively on the value of the interval j and the observations become uncorrelated when j is greater than a not infinite and independent from N number 1 » is fulfilled, not only $\mu_{2, (N)}$ tends to zero with increasing N , but also the relation $\frac{[\mu_{3, (N)}]^2}{[\mu_{2, (N)}]^3}$ tends to zero, the relation $\frac{\mu_{4, (N)}}{[\mu_{2, (N)}]^2}$ tends to the limit 3 and so on and, consequently, the law of distribution of the values of $X_{(N)}$ tends to the GAUSS-LAPLACE law.

(*) A. TSCHUPROW, *Zur Theorie der Stabilität statistischer Reihen, Erste Abhandlung*, pp.207-210, « Skandinavisk Aktuarieidskrift, 1918 ».

Supposing that the law of distribution of the values of the variable remains the same for all variables and noting that under above conditions $\mu_{1,1}^{(i,i+l+1)} = \mu_1^{(i)} \mu_1^{(i+l+1)} = 0$, we find:

$$\begin{aligned} \frac{N-1}{N} \mu_{[1,1;N]} &= \frac{1}{N^2} \sum_{i_1=1}^N \sum_{i_2 \neq i_1} \mu_{1,1}^{(i_1, i_2)} = \frac{2}{N^2} \sum_{N-1}^{i=1} \sum_{j=1}^{N-i} \mu_{1,1}^{(i, i+j)} = \\ &= \frac{2}{N^2} \left\{ \sum_{i=1}^{N-l} \sum_{j=1}^l \mu_{1,1}^{(i, i+j)} + \sum_{h=1}^{l-1} \sum_{j=1}^{l-h} \mu_{1,1}^{(N-l+h, N-l+h+j)} \right\}. \end{aligned}$$

We see thus that $\frac{N-1}{N} \mu_{[1,1;N]}$ tends with increasing N to zero, but $(N-1) \mu_{[1,1;N]}$ tends to the limit $2 \sum_{j=1}^l \mu_{1,1}^{(i, i+j)}$. Consequently, $\mu_{2,(N)}$ tends to zero and $N \mu_{2,(N)}$ tends to the limit $\mu_2 + 2 \sum_{j=1}^l \mu_{1,1}^{(i, i+j)}$.

Similarly we find:

$$\begin{aligned} \left[(N-1) \mu_{[2,1;N]} \right]_{N=\infty} &= 2 \sum_{j=1}^l \mu_{2,1}^{(i, i+j)} \\ \left[(N-1) \mu_{[3,1;N]} \right]_{N=\infty} &= 2 \sum_{j=1}^l \mu_{3,1}^{(i, i+j)} \\ \left[(N-1)(N-2) \mu_{[1,1,1;N]} \right]_{N=\infty} &= 6 \sum_{j=1}^l \sum_{h=1}^l \mu_{1,1,1}^{(i, i+j, i+j+h)} \end{aligned}$$

On the other hand, noting that

$$\mu_{2,2}^{(i, i+l+1)} = \mu_2^{(i)} \mu_2^{(i+l+1)}$$

we find:

$$\left[\frac{(N-1)}{N} \mu_{[2,2;N]} \right]_{N=\infty} = \mu_2^2.$$

Noting that

$$\mu_{2,1,1}^{(i, i+l, i+l+2)} = \mu_{2,1}^{(i, i+l)} \mu_1^{(i+l+2)} = 0,$$

but

$$\mu_{2,1,1}^{(i, i+l+1, i+l+2)} = \mu_2^{(i)} \mu_{1,1}^{(i+l+1, i+l+2)}$$

and that

$$\mu_{1,1,1,1}^{(i, i+l, i+l+2, i+l+3)} = \mu_{1,1}^{(i, i+l)} \mu_{1,1}^{(i+l+2, i+l+3)},$$

we find further:

$$\left[\frac{(N-1)(N-2)}{N} \mu_{[2,1,1;N]} \right]_{N=\infty} = 2 \mu_2 \sum_{j=1}^l \mu_{1,1}^{(i, i+j)}$$

$$\left[\frac{(N-1)(N-2)(N-3)}{N} \mu_{[1,1,1,1;N]} \right]_{N=\infty} = 12 \left[\sum_{j=1}^l \mu_{1,1}^{(i,i+j)} \right]^2$$

Substituting in (9), we see that $N^3 [\mu_{3,(N)}]^2$ tends with increasing N to zero, whereas $N^3 [\mu_{2,(N)}]^3$ tends to a limit different from zero; the relation $\frac{[\mu_{3,(N)}]^2}{[\mu_{2,(N)}]^3}$ tends thus with increasing N likewise to zero. On the other hand, $N^2 \mu_{4,(N)}$ tends to the limit $3 \left\{ \mu_2^2 + 4 \mu_2 \left[\sum_{j=1}^l \mu_{1,1}^{(i,i+j)} \right] + 4 \left[\sum_{j=1}^l \mu_{1,1}^{(i,i+j)} \right]^2 \right\}$

and the relation $\frac{\mu_{4,(N)}}{[\mu_{2,(N)}]^2}$ tends to the limit 3.

In a similar way we find that

$$\begin{aligned} \left[\frac{N^{[-2r]}}{N^r} \mu_{[1,1,\dots,1;N]} \right]_{N=\infty} &= \left[\frac{(2r)!}{N^r} \left(\sum_{j=1}^l \mu_{1,1}^{(i,i+j)} \right)^r \sum_{h_1=1}^N \sum_{h_2=1}^{N-h_1} \dots \right. \\ &\quad \left. \dots \sum_{h_{r-1}=1}^{N-h_1-h_2-\dots-h_{r-2}} \left(N-h_1-h_2-\dots-h_{r-1} \right) \right]_{N=\infty} = \\ &= \left[\frac{(2r)!}{N^r} \left(\sum_{j=1}^l \mu_{1,1}^{(i,i+j)} \right)^r \frac{N^{[-r]}}{r!} \right]_{N=\infty} = 1.3.5 \dots (2r-1) 2^r \left[\sum_{j=1}^l \mu_{1,1}^{(i,i+j)} \right]^r, \\ \left[\frac{N^{[-(2r-1)]}}{N^r} \frac{2r(2r-1)}{2} \mu_{[1,1,\dots,1,2;N]} \right]_{N=\infty} &= 1.3.5 \dots \\ &\quad \dots (2r-1) r 2^{r-1} \left[\sum_{j=1}^l \mu_{1,1}^{(i,i+j)} \right]^{r-1} \mu_2 \end{aligned}$$

and so on.

We see thus that $N^r \mu_{2r,(N)}$ tends with increasing N to the limit $1.3.5 \dots (2r-1) \left[\mu_2 + \sum_{j=1}^l \mu_{1,1}^{(i,i+j)} \right]^r$ and the relation $\frac{\mu_{2r,(N)}}{[\mu_{2,(N)}]^r}$ tends to the limit $1.3.5 \dots (2r-1)$.

On the other hand, the relation $\frac{[\mu_{2r+1,(N)}]^2}{[\mu_{2,(N)}]^{2r+1}}$ tends with increasing N to zero. The law of distribution of the values of $X_{(N)}$ tends, consequently, under the above conditions to the GAUSS-LAPLACE law, as the number of the observations increases.

CHAPTER II

§ I

1) Let us put

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[X'_i - m_1^{(i)} \right]^r = \mu'_{[r;N]}$$

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[X'_i - m_{[i;N]} \right]^r = \mu''_{[r;N]}.$$

We find without difficulty that all formulae of my paper «On the math. exp.», Part II, chapter II, § I* hold good even in the case when the observations are correlated.

On the other hand, noting that $\mu'_{[r;N]}$ is an average of correlated quantities $\left[X'_1 - m_1^{(1)} \right]^r, \left[X'_2 - m_1^{(2)} \right]^r$ and so on, we find (see chapter I (3)-(5)):

$$\begin{aligned}
 E\left[\mu'_{[r;N]}\right]^m &= \frac{N^{[-m]}}{N^m} \mu_{[r,r,\dots,r;N]} + \frac{N^{[-(m-1)]}}{N^m} C_m^2 \mu_{[r,r,\dots,r,2r;N]} + \dots \\
 &\quad + \frac{N^{[-2]}}{N^m} \sum_{m_1=1}^{m-1} C_{m_1}^m \mu_{[m_1 r, (m-m_1)r;N]} + \\
 (1) \quad &\quad + \frac{N}{N^m} \mu_{[mr;N]} = \\
 &= \mu_{[r,r,\dots,r;N]} + \frac{1}{N} \left\{ C_m^2 \mu_{[r,r,\dots,r,2r;N]} - \beta_{m,1} \mu_{[r,r,\dots,r;N]} \right\} + \dots
 \end{aligned}$$

and hence

$$\begin{aligned}
 E\left[\mu'_{[r;N]}\right]^2 &= \frac{1}{N} \mu_{[2r;N]} + \frac{N-1}{N} \mu_{[r,r;N]} = \mu_{[r,r;N]} + \frac{1}{N} \left\{ \mu_{[2r;N]} - \mu_{[r,r;N]} \right\} \\
 E\left[\mu'_{[r;N]}\right]^3 &= \frac{1}{N^2} \mu_{[3r;N]} + \frac{3(N-1)}{N^2} \mu_{[2r,r;N]} + \frac{(N-1)(N-2)}{N^2} \mu_{[r,r,r;N]} = \\
 (2) \quad &= \mu_{[r,r,r;N]} + \frac{3}{N} \left\{ \mu_{[2r,r;N]} - \mu_{[r,r,r;N]} \right\} + \\
 &\quad + \frac{1}{N^2} \left\{ \mu_{[3r;N]} - 3\mu_{[2r,r;N]} + 2\mu_{[r,r,r;N]} \right\}
 \end{aligned}$$

(*) « Biometrika », vol. XIII, p. 287-288.

$$\begin{aligned}
E\left[\mu'_{[r;N]}\right]^4 &= \frac{1}{N^3} \mu_{[4r;N]} + \frac{3(N-1)}{N^3} \mu_{[2r,2r;N]} + \frac{4(N-1)}{N^3} \mu_{[3r,r;N]} + \\
&+ \frac{6(N-1)(N-2)}{N^3} \mu_{[2r,r,r;N]} + \frac{(N-1)(N-2)(N-3)}{N^3} \mu_{[r,r,r,r;N]} = \\
&= \mu_{[r,r,r,r;N]} + \frac{6}{N} \left\{ \mu_{[2r,r,r;N]} - \mu_{[r,r,r,r;N]} \right\} + \\
&+ \frac{1}{N^2} \left\{ 3\mu_{[2r,2r;N]} + 4\mu_{[3r,r;N]} - 18\mu_{[2r,r,r;N]} + 11\mu_{[r,r,r,r;N]} \right\} + \\
&+ \frac{1}{N^3} \left\{ \mu_{[4r;N]} - 3\mu_{[2r,2r;N]} - 4\mu_{[3r,r;N]} + 12\mu_{[2r,r,r;N]} - 6\mu_{[r,r,r,r;N]} \right\}
\end{aligned}$$

2) Putting

$$\begin{aligned}
Z_{(k_1r, k_2r, \dots, k_jr)}^{(i_1, i_2, \dots, i_j)} &= E\left[X_{i_1} - m_{[1;N]}\right]^{k_1r} \left[X_{i_2} - m_{[1;N]}\right]^{k_2r} \dots \left[X_{i_j} - m_{[1;N]}\right]^{k_jr} \\
Z_{[k_1r, k_2r, \dots, k_jr;N]} &= \frac{1}{N^{(-j)}} S_j Z_{(k_1r, k_2r, \dots, k_jr)}^{(i_1, i_2, \dots, i_j)},
\end{aligned}$$

where S_j denotes a j -fold sum extended to all unequal values of i_1, i_2, \dots, i_j , we find:

$$\begin{aligned}
(3) \quad E\left[\mu''_{[r;N]}\right]^m &= \frac{N^{[-m]}}{N^m} Z_{[r,r,\dots,r;N]} + \frac{N^{[-(m-1)]}}{N^m} C_m^2 Z_{[r,r,\dots,r,2r;N]} + \dots + \\
&+ \frac{N^{[-2]}}{N^m} \sum_{m_1=1}^{m-1} C_{m_1}^m Z_{[m_1r, (m-m_1)r;N]} + \frac{N}{N^m} Z_{[mr;N]} = \\
&= Z_{[r,r,\dots,r;N]} + \frac{1}{N} \left\{ C_m^2 Z_{[r,r,\dots,2r;N]} - \beta_{m,1} Z_{[r,r,\dots,r;N]} \right\} + \dots
\end{aligned}$$

and hence

$$\begin{aligned}
(4) \quad E\left[\mu'_{[r;N]}\right]^2 &= \frac{1}{N} Z_{[2r;N]} + \frac{N-1}{N} Z_{[r,r;N]} = \\
&= \sum_{h_1=0}^r \sum_{h_2=0}^r (-1)^{h_1+h_2} C_r^{h_1} C_r^{h_2} \left[m_{[1;N]}\right]^{h_1+h_2} m_{[r-h_1, r-h_2;N]} + \\
&+ \frac{1}{N} \left\{ \sum_{h=0}^{2r} (-1)^h C_{2r}^h \left[m_{[1;N]}\right]^h m_{[2r-h;N]} - \right. \\
&\left. - \sum_{h_1=0}^r \sum_{h_2=0}^r (-1)^{h_1+h_2} C_r^{h_1} C_r^{h_2} \left[m_{[1;N]}\right]^{h_1+h_2} m_{[r-h_1, r-h_2;N]} \right\}.
\end{aligned}$$

For $r = 2$ we have:

$$\begin{aligned}
 E\mu'_{[2;N]} &= \mu_{[2;N]} + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[m_1^{(i)} - m_{[1;N]} \right]^2 \\
 (5) \quad E\left[\mu'_{[2;N]}\right]^2 &= \left\{ \mu_{[2;N]} + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[m_1^{(i)} - m_{[1;N]} \right]^2 \right\}^2 + \\
 &\quad + \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N \left[\mu_2^{(i)} - (\mu_2^{(i)})^2 \right] + \\
 &\quad + \frac{1}{N^2} \sum_{i_1=1}^N \sum_{i_2 \neq i_1} \left[\mu_2^{(i_1, i_2)} - \mu_2^{(i_1)} \mu_2^{(i_2)} \right] + \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N \mu_3^{(i)} \left[m_1^{(i)} - m_{[1;N]} \right] + \\
 &\quad + \frac{4}{N^2} \sum_{i=1}^N \mu_2^{(i)} \left[m_1^{(i)} - m_{[1;N]} \right]^2 + \\
 &\quad + \frac{4}{N^2} \sum_{i_1=1}^N \sum_{i_2 \neq i_1} \mu_{1,2}^{(i_1, i_2)} \left[m_1^{(i_1)} - m_{[1;N]} \right] + \\
 &\quad + \frac{4}{N^2} \sum_{i_1=1}^N \sum_{i_2 \neq i_1} \mu_{1,2}^{(i_1, i_2)} \left[m_1^{(i_1)} - m_{[1;N]} \right] \left[m_1^{(i_2)} - m_{[1;N]} \right].
 \end{aligned}$$

§ II

1) From (2) and (4) we find:

$$\begin{aligned}
 \sigma^2 \mu'_{[r;N]} &= E\left[\mu'_{[r;N]} - \mu_{[r;N]}\right]^2 = \mu_{[r,r;N]} - \left[\mu_{[r;N]} \right]^2 + \frac{1}{N} \left\{ \mu_{[2r;N]} - \mu_{[r,r;N]} \right\} \\
 (6) \quad \sigma^2 \mu''_{[r;N]} &= E\left[\mu''_{[r;N]} - E\mu''_{[r;N]}\right]^2 = \\
 &\quad \sum_{h_1=0}^r \sum_{h_2=0}^{r-h_1} (-1)^{h_1+h_2} C_r^{h_1} C_r^{h_2} \left[m_{[1;N]} \right]^{h_1+h_2} \left[m_{[r-h_1, r-h_2;N]} - m_{[r-h_1;N]} m_{[r-h_2;N]} \right] + \\
 &\quad + \frac{1}{N} \left\{ \sum_{h=0}^{2r} (-1)^h C_{2r}^h \left[m_{[1;N]} \right]^h m_{[2r-h;N]} - \right. \\
 &\quad \left. - \sum_{h_1=0}^r \sum_{h_2=0}^{r-h_1} (-1)^{h_1+h_2} C_r^{h_1} C_r^{h_2} \left[m_{[1;N]} \right]^{h_1+h_2} m_{[r-h_1, r-h_2;N]} \right\}
 \end{aligned}$$

On the other hand

$$E\left[\mu''_{[r;N]} - \mu_{[r;N]}\right]^2 = E\left[\mu''_{[r;N]} - E\mu''_{[r;N]}\right]^2 + \left[E\mu''_{[r;N]} - \mu_{[r;N]} \right]^2$$

and hence

$$(7) \quad \sigma^2 \mu'_{[r;N]} - \mu_{[r;N]} = \sigma^2 \mu''_{[r;N]}$$

For $r=2$ we find:

$$(8) \quad \sigma^2 \mu'_{[2;N]} = \mu_{[2,2;N]} - \left[\mu_{[2;N]} \right]^2 + \frac{1}{N} \left\{ \mu_{[4;N]} - \mu_{[2,2;N]} \right\}$$

$$\sigma^2 \mu''_{[2;N]} = E \left\{ \mu''_{[2;N]} - \left[\mu_{[2;N]} + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (m_1^{(i)} - m_{[1;N]})^2 \right] \right\}^2 =$$

$$(9) \quad = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N \left[\mu_4^{(i)} - (\mu_2^{(i)})^2 \right] + \frac{1}{N^2} \sum_{i_1=1}^N \sum_{i_2 \neq i_1} \left[\mu_{2,2}^{(i_1, i_2)} - \mu_2^{(i_1)} \mu_2^{(i_2)} \right] + \\ + \frac{4}{N^2} \sum_{i=1}^N \mu_3^{(i)} \left[m_1^{(i)} - m_{[1;N]} \right] + \frac{4}{N^2} \sum_{i=1}^N \mu_2^{(i)} \left[m_1^{(i)} - m_{[1;N]} \right]^2 + \\ + \frac{4}{N^2} \sum_{i_1=1}^N \sum_{i_2 \neq i_1} \mu_{1,2}^{(i_1, i_2)} \left[m_1^{(i_1)} - m_{[1;N]} \right] + \\ + \frac{4}{N^2} \sum_{i_1=1}^N \sum_{i_2 \neq i_1} \mu_{1,1}^{(i_1, i_2)} \left[m_1^{(i_1)} - m_{[1;N]} \right] \left[m_1^{(i_2)} - m_{[1;N]} \right]$$

$$(10) \quad E \left[\mu''_{[2;N]} - \mu_{[2;N]} \right]^2 = \sigma^2 \mu''_{[2;N]} + \left\{ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[m_1^{(i)} - m_{[1;N]} \right]^2 \right\}^2$$

2) Considering $\mu'_{[r;N]}$ as an average of correlated quantities $[X'_1 - m_1^{(1)}]r, [X'_2 - m_1^{(2)}]r, \dots$, we find from (1) and (2) or directly from chapter 1 (8) and (9):

$$E \left[\mu'_{[r;N]} - \mu_{[r;N]} \right]^m = \sum_{h=0}^m (-1)^h C_m^h \left[\mu_{[r;N]} \right]^h \mu_{[r,r,\dots,r;N]}^{\{m-h\}} + \\ + \frac{1}{N} \sum_{h=0}^m (-1)^h C_m^h \left[\mu_{[r;N]} \right]^h \left\{ C_{m-h}^2 \mu_{[r,r,\dots,r,2r;N]}^{\{m-h-1\}} - \right. \\ \left. - \beta_{m-h,1} \mu_{[r,r,\dots,r;N]}^{\{m-h\}} \right\} + \dots$$

where the index in $\{\ \}$ in $\mu_{[r,r,\dots,r;N]}^{\{m-h\}}$ and $\mu_{[r,r,\dots,r,2r;N]}^{\{m-h-1\}}$ denotes the number of indices in $[\]$.

For $m = 2, 3, 4$ we find.

$$E \left[\mu'_{[r;N]} - \mu_{[r;N]} \right]^2 = \mu_{[r,r;N]} - \left[\mu_{[r;N]} \right]^2 + \frac{1}{N} \left\{ \mu_{[2r;N]} - \mu_{[r,r;N]} \right\}$$

$$\begin{aligned}
& \mathbf{E} \left[\mu'_{[r;N]} - \mu_{[r;N]} \right]^3 = \mu_{[r,r,r;N]} - 3 \mu_{[r;N]} \mu_{[r,r;N]} + 2 \left[\mu_{[r;N]} \right]^3 + \\
(12) \quad & + \frac{3}{N} \left\{ \mu_{[2r;r;N]} - \mu_{[r,r,r;N]} - \mu_{[r;N]} \left[\mu_{[2r;N]} - \mu_{[r,r;N]} \right] \right\} + \\
& + \frac{1}{N^2} \left\{ \mu_{[3r;N]} - 3 \mu_{[2r,r;N]} + 2 \mu_{[r,r,r;N]} \right\} \\
& \mathbf{E} \left[\mu'_{[r;N]} - \mu_{[r;N]} \right]^4 = \mu_{[r,r,r,r;N]} - 4 \mu_{[r;N]} \mu_{[r,r,r;N]} + \\
& + 6 \left[\mu_{[r;N]} \right]^2 \mu_{[r,r;N]} - 3 \left[\mu_{[r;N]} \right]^4 + \\
& + \frac{6}{N} \left\{ \mu_{[2r,r,r;N]} - \mu_{[r,r,r,r;N]} - 2 \mu_{[r;N]} \left[\mu_{[2r,r;N]} - \mu_{[r,r,r;N]} \right] \right\} + \\
& + \left[\mu_{[r;N]} \right]^2 \left[\mu_{[2r;N]} - \mu_{[r,r;N]} \right] \} + \\
& + \frac{1}{N^2} \left\{ 3 \mu_{[2r,2r;N]} + 4 \mu_{[3r,r;N]} - 18 \mu_{[2r,r,r;N]} + 11 \mu_{[r,r,r,r;N]} - \right. \\
& \left. - 4 \mu_{[r;N]} \left[\mu_{[3r;N]} - 3 \mu_{[2r,r;N]} + 2 \mu_{[r,r,r;N]} \right] \right\} + \\
& + \frac{1}{N^3} \left\{ \mu_{[4r;N]} - 3 \mu_{[2r,2r;N]} - 4 \mu_{[3r,r;N]} + 12 \mu_{[2r,r,r;N]} - \right. \\
& \left. - 6 \mu_{[r,r,r,r;N]} \right\}
\end{aligned}$$

The general formulae for

$$\mathbf{E} \left[\mu'_{[r;N]} - \mathbf{E} \mu'_{[r;N]} \right]^m$$

and

$$\mathbf{E} \left[\mu'_{[r;N]} - \mu_{[r;N]} \right]^m$$

may be obtained in a similar way, but they are so unwieldy, that I do not reproduce them here.

CHAPTER III

§ 1

1) Let us put $(*)$

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[X'_i - X_{(N)} \right]^r = v'_{[r;N]}$$

$$E v'_{[r;N]} = v_{[r;N]}.$$

We find without difficulty that even in the case of correlated observations

$$v'_{[1;N]} = 0$$

and

$$v_{[1;N]} = 0.$$

2) Noting that

$$X'_i - X_{(N)} = \left[X'_i - m_1^{(i)} \right] + \left[m_1^{(i)} - m_{[1;N]} \right] - \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \left[X'_j - m_1^{(j)} \right],$$

we find

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^N \left[X'_i - X_{(N)} \right]^2 &= \sum_{i=1}^N \left[X'_i - m_1^{(i)} \right]^2 + \sum_{i=1}^N \left[m_1^{(i)} - m_{[1;N]} \right]^2 - \frac{1}{N} \left(\sum_{j=1}^N \left[X'_j - m_1^{(j)} \right] \right)^2 \\ &\quad + 2 \sum_{i=1}^N \left[X'_i - m_1^{(i)} \right] \left[m_1^{(i)} - m_{[1;N]} \right] \end{aligned}$$

and hence

$$(1) \quad v_{[2;N]} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[m_1^{(i)} - m_{[1;N]} \right]^2 + \frac{N-1}{N} \left[\mu_{[2;N]} - \mu_{[1;N]} \right].$$

Comparing (1) with the corresponding formula in the case of uncorrelated observations $(**)$, we see that the correlation bet-

(*) Cf. my papers *On the math. exp.* Part. II, chapter III («Biometrika», vol. XIII, p. 292), and *Über den mittleren Fehler der wesentlichen Schwankungskomponente*, p. 84-85 «Skandinavisk Aktuarietidskrift», 1919».

(**) Cf. *On the math. exp.*, Part. II, chapter. III (2), «Biometrika», vol. XIII, p. 294.

ween the observations reduces the value of $v_{[2;N]}$, if $\mu_{[1,1;N]} > 0$ and increases it, if $\mu_{[1,1;N]} < 0$. If $\mu_{[1,1;N]} = 0$, $v_{[2;N]}$ has the same value, as in the case of uncorrelated observations.

Similarly we find:

$$\begin{aligned}
 v_{[3;N]} &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[m_1^{(i)} - m_{[1;N]} \right]^3 + \frac{(N-1)(N-2)}{N^2} \left[\mu_{[3;N]} - 3\mu_{[2,1;N]} + 2\mu_{[1,1,1;N]} \right] + \\
 &+ \frac{3(N-2)}{N^2} \sum_{i=1}^N \mu_2^{(i)} \left[m_1^{(i)} - m_{[1;N]} \right] - \frac{6}{N^2} \sum_{i_1=1}^N \sum_{i_2 \neq i_1} \mu_{1,1}^{(i_1, i_2)} \left[m_1^{(i_1)} - m_{[1;N]} \right] \\
 (2) \quad v_{[4;N]} &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[m_1^{(i)} - m_{[1;N]} \right]^4 + \\
 &+ \frac{(N-1)(N-2)(N-3)}{N^3} \left[\mu_{[4;N]} - 4\mu_{[3,1;N]} + 6\mu_{[2,1,1;N]} - 3\mu_{[1,1,1,1;N]} \right] + \\
 &+ \frac{(N-1)(2N-3)}{N^3} \left[\mu_{[4;N]} - 4\mu_{[3,1;N]} + 3\mu_{[2,2;N]} \right] + \\
 &+ \frac{6(N-2)}{N^2} \sum_{i=1}^N \mu_2^{(i)} \left[m_1^{(i)} - m_{[1;N]} \right]^2 + \\
 &+ \frac{6}{N} \mu_{[2;N]} \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[m_1^{(i)} - m_{[1;N]} \right]^2 \right] - \frac{12}{N^2} \sum_{i_1=1}^N \sum_{i_2 \neq i_1} \mu_{1,1}^{(i_1, i_2)} \left[m_1^{(i_1)} - m_{[1;N]} \right]^2 + \\
 &+ \frac{6(N-1)}{N} \mu_{[1,1;N]} \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[m_1^{(i)} - m_{[1;N]} \right]^2 \right] + \\
 &+ \frac{4(N^2-3N+3)}{N^3} \sum_{i=1}^N \mu_3^{(i)} \left[m_1^{(i)} - m_{[1;N]} \right] - \\
 &- \frac{12(N-2)}{N^3} \sum_{i_1=1}^N \sum_{i_2 \neq i_1} \mu_{2,1}^{(i_1, i_2)} \left[m_1^{(i_1)} - m_{[1;N]} \right] + \\
 &+ \frac{12}{N^3} \sum_{i_1=1}^N \sum_{i_2 \neq i_1} \mu_{1,2}^{(i_1, i_2)} \left[m_1^{(i_1)} - m_{[1;N]} \right] + \\
 &+ \frac{12}{N^3} \sum_{i_1=1}^N \sum_{i_2 \neq i_1} \sum_{i_3 \neq i_1, i_2} \mu_{1,1,1}^{(i_1, i_2, i_3)} \left[m_1^{(i_1)} - m_{[1;N]} \right]
 \end{aligned}$$

If the mathematical expectations of all variables have the same value and $m_1^{(i)} = m_{[1;N]}$, we obtain:

$$v_{[2;N]} = \frac{N-1}{N} \left[\mu_{[2;N]} - \mu_{[1,1;N]} \right]$$

$$(3) \quad \begin{aligned} v_{[3;N]} &= \frac{(N-1)(N-2)}{N^2} \left[\mu_{[3;N]} - 3\mu_{[2,1;N]} + 2\mu_{[1,1,1;N]} \right] \\ v_{[4;N]} &= \frac{(N-1)(N-2)(N-3)}{N^3} \left[\mu_{[4;N]} - 4\mu_{[3,1;N]} + 6\mu_{[2,1,1;N]} - 3\mu_{[1,1,1,1;N]} \right] + \\ &\quad + \frac{(N-1)(2N-3)}{N^3} \left[\mu_{[4;N]} - 4\mu_{[3,1;N]} + 3\mu_{[2,2;N]} \right] \end{aligned}$$

Supposing that the laws of distribution of the values of all variables are identical and that the observations are uncorrelated, we get again the formulae of my paper *On the math. exp.* Part I, chapter III. (*)

3) Noting that

$$X'_i - X_{(N)} = \frac{N-1}{N} \left[X'_i - \frac{1}{N-1} \sum_{j \neq i} X'_j \right],$$

we find:

$$\begin{aligned} \left[X'_1 - X_{(N)} \right]^r &= \left(\frac{N-1}{N} \right)^r \sum_{l=0}^r (-1)^l \frac{1}{(N-1)^l} C_r^l \left[X'_1 \right]^{r-l} \left[\sum_{j=2}^N X'_j \right]^l \\ E \left[X'_1 - X_{(N)} \right]^r &= \left(\frac{N-1}{N} \right)^r \left\{ m_r^{(1)} + \right. \\ &\quad + \sum_{l=1}^r (-1)^l \frac{1}{(N-1)^l} C_r^l \sum_{f=1}^l \sum_{g_1=2}^{N-f+1} \sum_{g_2=g_1+1}^{N-f+2} \dots \sum_{g_f=g_{f-1}+1}^N \sum_{l_1=1}^{l-f+1} \sum_{l_2=1}^{l-l_1-f+2} \\ &\quad \dots \sum_{l_{f-1}=1}^{l-l_1-l_2-\dots-l_{f-2}-1} \frac{u}{l_1!l_2!\dots l_{f-1}!(l-l_1-\dots-l_{f-1})!} m_{r-l, l_1, l_2, \dots, l_{f-1}, l-l_1-\dots-l_{f-1}}^{(1, g_1, g_2, \dots, g_{f-1}, g_f)} \\ v_{[r;N]} &= E v'_{[r;N]} = E \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[X'_i - X_{(N)} \right]^r = \left(\frac{N-1}{N} \right)^r \left\{ m_{[r;N]} + \right. \\ &\quad + \sum_{l=1}^r (-1)^l \frac{1}{(N-1)^l} C_r^l \sum_{f=1}^l \frac{[N-1]^{[r-f]}}{f!} \sum_{l_1=1}^{l-f+1} \sum_{l_2=1}^{l-l_1-f+2} \dots \\ &\quad \dots \sum_{l_{f-1}=1}^{l-l_1-l_2-\dots-l_{f-2}-1} \frac{u}{l_1!l_2!\dots l_{f-1}!(l-l_1-\dots-l_{f-1})!} m_{[r-l, l_1, l_2, \dots, l_{f-1}, l-l_1-\dots-l_{f-1}; N]} \left. \right\} = \\ (4) \quad &= \left(\frac{N-1}{N} \right)^r \left\{ m_{[r;N]} - rm_{[r-1, 1; N]} + \right. \\ &\quad + C_r^2 \frac{1}{N-1} \left[m_{[r-2, 2; N]} + (N-2)m_{[r-2, 1, 1; N]} \right] - \end{aligned}$$

(*) See «Biometrika,» XII, p. 186.

$$\begin{aligned}
& - C_r^3 \frac{1}{(N-1)^2} \left[m_{[r-3,3;N]} + \right. \\
& \left. + 3(N-2) m_{[r-3,2,1;N]} + (N-2)(N-3) m_{[r-3,1,1,1;N]} \right] + \\
& + C_r^4 \frac{1}{(N-1)^3} \left[m_{[r-4,4;N]} + 4(N-2) m_{[r-4,3,1;N]} + 3(N-2) m_{[r-4,2,2;N]} + \right. \\
& \left. + 6(N-2)(N-3) m_{[r-4,2,1,1;N]} + \right. \\
& \left. + (N-2)(N-3)(N-4) m_{[r-4,1,1,1,1;N]} \right] + \dots
\end{aligned}$$

For $r = 2, 3, 4$ we obtain (see above (1) and (2)):

$$\begin{aligned}
(5) \quad v_{[2;N]} &= \frac{N-1}{N} \left[m_{[2;N]} - m_{[1,1;N]} \right] \\
v_{[3;N]} &= \frac{(N-1)(N-2)}{N^2} \left[m_{[3;N]} - 3 m_{[2,1;N]} + 2 m_{[1,1,1;N]} \right] \\
v_{[4;N]} &= \frac{(N-1)(N-2)(N-3)}{N^3} \left[m_{[4;N]} - 4 m_{[3,1;N]} + 6 m_{[2,1,1;N]} - \right. \\
& \left. - 3 m_{[1,1,1,1;N]} \right] + \\
& + \frac{(N-1)(2N-3)}{N^3} \left[m_{[4;N]} - 4 m_{[3,1;N]} + 3 m_{[2,2;N]} \right]
\end{aligned}$$

If $m_1^{(1)} = m_1^{(2)} = \dots = m_1^{(N)} = m_1$, we have:

$$X'_i - X_{(N)} = \left(\frac{N-1}{N} \right) \left\{ \left[X'_i - m_1 \right] - \frac{1}{N-1} \sum_{j \neq i} (X'_j - m_1) \right\}$$

and hence:

$$\begin{aligned}
(6) \quad v_{[r;N]} &= \left(\frac{N-1}{N} \right)^r \left\{ \mu_{[r;N]} - r \mu_{[r-1,1;N]} + \right. \\
& \left. + C_r^2 \frac{1}{N-1} \left[\mu_{[r-2,2;N]} + (N-2) \mu_{[r-2,1,1;N]} \right] - \right. \\
& \left. - C_r^3 \frac{1}{(N-1)^2} \left[\mu_{[r-3,3;N]} + 3(N-2) \mu_{[r-3,2,1;N]} + (N-2)(N-3) \mu_{[r-3,1,1,1;N]} \right] + \right. \\
& \left. + C_r^4 \frac{1}{(N-1)^3} \left[\mu_{[r-4,4;N]} + 4(N-2) \mu_{[r-4,3,1;N]} + 3(N-2) \mu_{[r-4,2,2;N]} + \right. \right. \\
& \left. \left. \dots \right] \right\}
\end{aligned}$$

$$+ 6 (N-2) (N-3) \mu_{[r-4,2,1,1;N]} + (N-2) (N-3) (N-4) \mu_{[r-4,1,1,1;N]} \Big] - \dots \Big\}$$

Putting $r = 2, 3, 4$, we get again the formulae (3).

§ II

1) Noting that

$$\begin{aligned} \left\{ \sum_{i=1}^N \left[X'_i - \bar{X}_{(N)} \right]^2 \right\}^2 &= \left\{ \sum_{i=1}^N \left[X'_i - m_1^{(i)} \right]^2 \right\}^2 + \left\{ \sum_{i=1}^N \left[m_1^{(i)} - m_{[1;N]} \right]^2 \right\}^2 + \\ &+ \frac{1}{N^2} \left\{ \sum_{i=1}^N \left[X'_i - m_1^{(i)} \right]^4 \right\} + 4 \left\{ \sum_{i=1}^N \left[X'_i - m_1^{(i)} \right] \left[m_1^{(i)} - m_{[1;N]} \right] \right\}^2 + \\ &+ 2 \left\{ \sum_{i=1}^N \left[m_1^{(i)} - m_{[1;N]} \right]^2 \right\} \left\{ \sum_{i=1}^N \left[X'_i - m_1^{(i)} \right]^2 \right\} - \\ &- \frac{2}{N} \left\{ \sum_{i=1}^N \left[X'_i - m_1^{(i)} \right]^2 \right\} \left\{ \sum_{i=1}^N \left[X'_i - m_1^{(i)} \right] \right\}^2 + \\ &+ 4 \left\{ \sum_{i=1}^N \left[X'_i - m_1^{(i)} \right]^2 \right\} \left\{ \sum_{i=1}^N \left[X'_i - m_1^{(i)} \right] \left[m_1^{(i)} - m_{[1;N]} \right] \right\} - \\ &- \frac{2}{N} \left\{ \sum_{i=1}^N \left[m_1^{(i)} - m_{[1;N]} \right]^2 \right\} \left\{ \sum_{i=1}^N \left[X'_i - m_1^{(i)} \right] \right\}^2 + \\ &+ 4 \left\{ \sum_{i=1}^N \left[m_1^{(i)} - m_{[1;N]} \right]^2 \right\} \left\{ \sum_{i=1}^N \left[X'_i - m_1^{(i)} \right] \left[m_1^{(i)} - m_{[1;N]} \right] \right\} - \\ &- \frac{4}{N} \left\{ \sum_{i=1}^N \left[X'_i - m_1^{(i)} \right] \left[m_1^{(i)} - m_{[1;N]} \right] \right\} \left\{ \sum_{i=1}^N \left[X'_i - m_1^{(i)} \right] \right\}^2, \end{aligned}$$

we find :

$$\begin{aligned} E \left[v'_{[2;N]} \right]^2 &= \left\{ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[m_1^{(i)} - m_{[1;N]} \right]^2 \right\}^2 + \\ &+ \frac{(N-1)^2}{N^3} \left[\mu_{[4;N]} - 4\mu_{[3,1;N]} + 3\mu_{[2,2;N]} \right] + \\ &+ \frac{(N-1)(N-2)(N-3)}{N^3} \left[\mu_{[2,2;N]} - 2\mu_{[2,1,1;N]} + \mu_{[1,1,1,1;N]} \right] + \\ (7) \quad &+ \frac{2(N-1)}{N} \left\{ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[m_1^{(i)} - m_{[1;N]} \right]^2 \right\} \left[\mu_{[2;N]} - \mu_{[1,1;N]} \right] + \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& + \frac{4}{N^2} \sum_{i=1}^N \mu_2^{(i)} \left[m_1^{(i)} - m_{[1:N]} \right]^2 + \\
& + \frac{4}{N^2} \sum_{i_1=1}^N \sum_{i_2 \neq i_1} \mu_{1,1}^{(i_1, i_2)} \left[m_1^{i_1} - m_{[1:N]} \right] \left[m_1^{(i_2)} - m_{[1:N]} \right] + \\
& + \frac{4(N-1)}{N^3} \sum_{i=1}^N \mu_3^{(i)} \left[m_1^{(i)} - m_{[1:N]} \right] + \frac{4(N-1)}{N^3} \sum_{i_1=1}^N \sum_{i_2 \neq i_1} \mu_{2,1}^{(i_1, i_2)} \left[m_1^{(i_2)} - m_{[1:N]} \right] - \\
& - \frac{8}{N^3} \sum_{i_1=1}^N \sum_{i_2 \neq i_1} \mu_{2,1}^{(i_1, i_2)} \left[m_1^{(i_1)} - m_{[1:N]} \right] - \\
& - \frac{4}{N^3} \sum_{i_1=1}^N \sum_{i_2 \neq i_1} \sum_{i_3 \neq i_2 \neq i_1} \mu_{1,1,1}^{(i_1, i_2, i_3)} \left[m_1^{(i_1)} - m_{[1:N]} \right] \\
\sigma^2_{\mathbf{v}'_{[2:N]}} & = \mathbf{E} \left[\mathbf{v}'_{[2:N]} - \mathbf{v}_{[2:N]} \right]^2 = \\
& = \frac{(N-1)^2}{N^3} \left[\mu_{[4:N]} - 4 \mu_{[3,1:N]} + 3 \mu_{[2,2:N]} \right] + \\
& + \frac{(N-1)(N-2)(N-3)}{N^3} \left[\mu_{[2,2:N]} - 2 \mu_{[2,1,1:N]} + \mu_{[1,1,1,1:N]} \right] - \\
& - \frac{(N-1)^2}{N^2} \left[\mu_{[2:N]} - \mu_{[1,1:N]} \right]^2 + \frac{4}{N^2} \sum_{i=1}^N \mu_2^{(i)} \left[m_1^{(i)} - m_{[1:N]} \right]^2 + \\
(8) \quad & + \frac{4}{N^2} \sum_{i_1=1}^N \sum_{i_2 \neq i_1} \mu_{1,1}^{(i_1, i_2)} \left[m_1^{(i_1)} - m_{[1:N]} \right] \left[m_1^{(i_2)} - m_{[1:N]} \right] + \\
& + \frac{4(N-1)}{N^3} \sum_{i=1}^N \mu_3^{(i)} \left[m_1^{(i)} - m_{[1:N]} \right] + \frac{4(N-1)}{N^3} \sum_{i_1=1}^N \sum_{i_2 \neq i_1} \mu_{2,1}^{(i_1, i_2)} \left[m_1^{(i_2)} - m_{[1:N]} \right] - \\
& - \frac{8}{N^3} \sum_{i_1=1}^N \sum_{i_2 \neq i_1} \mu_{2,1}^{(i_1, i_2)} \left[m_1^{(i_1)} - m_{[1:N]} \right] - \\
& - \frac{4}{N^3} \sum_{i_1=1}^N \sum_{i_2 \neq i_1} \sum_{i_3 \neq i_2 \neq i_1} \mu_{1,1,1}^{(i_1, i_2, i_3)} \left[m_1^{(i_1)} - m_{[1:N]} \right]
\end{aligned}$$

If all $m_1^{(i)}$ are equal,

$$\begin{aligned}
\sigma^2_{\mathbf{v}'_{[2:N]}} & = \frac{(N-1)^2}{N^3} \left[\mu_{[4:N]} - 4 \mu_{[3,1:N]} + 3 \mu_{[2,2:N]} \right] + \\
& + \frac{(N-1)(N-2)(N-3)}{N^3} \left[\mu_{[2,2:N]} - 2 \mu_{[2,1,1:N]} + \mu_{[1,1,1,1:N]} \right] -
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (9) \quad & -\frac{(N-1)^2}{N^2} \left[\mu_{[2;N]} - \mu_{[1,1;N]} \right]^2 = \\
 & = \frac{(N-1)^2}{N^3} \left[\mu_{[4;N]} - 4\mu_{[3,1;N]} + 6\mu_{[2,1,1;N]} - 3\mu_{[1,1,1,1;N]} \right] + \\
 & + \frac{(N-1)(N^2-2N+3)}{N^3} \left[\mu_{[2,2;N]} - 2\mu_{[2,1,1;N]} + \mu_{[1,1,1,1;N]} \right] - \\
 & - \frac{(N-1)^2}{N^2} \left[\mu_{[2;N]} - \mu_{[1,1;N]} \right]^2
 \end{aligned}$$

2) With help of methods similar to those used in § I,3) the values of $E\mathbf{v}'_{[r_1;N]} \mathbf{v}'_{[r_2;N]}$, $E\mathbf{v}'_{[r_1;N]} \mathbf{v}'_{[r_2;N]} \mathbf{v}'_{[r_3;N]}$ and so on can be obtained; hence the values of $E \left[\mathbf{v}'_{[r_1;N]} - \mathbf{v}_{[r_1;N]} \right]$, $\left[\mathbf{v}'_{[r_2;N]} - \mathbf{v}_{[r_2;N]} \right]$ and so on can be obtained and of $E \left[\mathbf{v}'_{[r_1;N]} - \mathbf{v}_{[r_1;N]} \right]^2$, $E \left[\mathbf{v}'_{[r_1;N]} - \mathbf{v}_{[r_1;N]} \right]^3$ and so on. But these formulae are so unwieldy in the general case (*) that I do not reproduce them here.

(*) The method which has been invented by W. F. SHEPPARD and used by myself in the investigation of uncorrelated observations and by L. ISSERLIS in the investigation of the special case of correlated observations analyzed below in the chapter V is in the general case of correlated observations likewise of no use. (Cf. my paper *On the math. exp.* Part. I. Chapter IV, «Biometrika», vol. XII, and Part II, Chapter III, pp. 295, note, «Biometrika», vol. XIII); L. ISSERLIS, *On the conditions under which the «Probable Errors» of Frequency Distributions have a real significance* (*R. Soc. Proc., A.* vol. 92); cf. EDITORIAL, *Peccavimus!*, p. 260-266, «Biometrika», vol. XII.

A. L. BOWLEY

The precision of measurements estimated from samples.

One of the inverse problems of statistics, that of estimating the value of frequencies, averages etc. in a universe from similar quantities measured in a sample, has again become prominent in recent work by Professor KARL PEARSON, M^r. J. M. KEYNES and others. It must be freely admitted that no general solution is possible, that if we know nothing at all about the universe except what we learn from the sample then no « principle of indifference » can lead us to valid knowledge. The object of this note is to define certain conditions of preliminary knowledge under which inference can be made from the known to the relativity unknown. The method is that indicated by Professor EDGEWORTH in the « Journal of the Royal Statistical Society », 1908 *circa* p. 387. If we are concerned, to take an example, with the correlation coefficient and obtain $r = .5$ in a sample of 1000 instances, we can readily calculate the chance that this value would be obtained if in the universe $r = .4$ or $r = .5$ or any other assigned value, but we cannot add together these chances or proceed to any statement as to the chance that in the universe r was (e. g.) between .4 or .6, without some hypothesis about the distribution of universes with respect to r ; the hypothesis that every value from 0 to 1 is equally probable is not only baseless, but also inconsistent with an equally plausible hypothesis that all values of $\arcsin r$ from 0 to 1 are equally probable. As is shown in the sequel, however, we are only in fact concerned with a small range of possible values of r (the smaller as n , the number of cases, increases), for values outside this range give negligible chances of obtaining the value of the sample. All we have to assume is that in a certain small range

there is a continuous function representing the *a priori* chance of the occurrence of assigned values of r in the universe; then it is shown that the exact form of the function is indifferent and that it need not even be symmetrical. If $F(r)$ is the function in question and the second and higher derived functions carry coefficients $\frac{1}{n}$, the first derived function disappears on integration, and the function itself appears in numerator and in denominator and is cancelled.

I have not considered here the problem « if in a sequence m things have and n have not a certain attribute then what is the chance that in a further sequence of $r+s$ events r shall have this attribute » for that involves logical questions and further definitions of some complexity; but I have had in view simply the ordinary and practical problem of the precision with which the characteristics of a group of considerable size can be ascertained by examination of a sample chosen from it.

The analysis which follows is only in outline, some considerations of secondary importance being omitted. If n is not very large, the question whether $\frac{1}{\sqrt{n}}$ is eliminated in the work and only terms involving as small a factor as $\frac{1}{n}$ neglected may become important. In Parts I and II it is shown that $\frac{1}{\sqrt{n}}$ is eliminated, in Part III further investigation is needed to distinguish the cases.

I. Attributes

From an infinite universe n things are taken independently and at random, and of them pn are found to possess a certain attribute.

Let p' be the unknown proportion in the universe from which selection was made that possess this attribute, and let $F(p')$ be the *a priori* probability that in a universe the proportion should be p' .

Suppose $F(p')$ to be expandable by Taylor's Theorem and integrable, and that the derivatives of $F(p')$ are finite.

Suppose that n is so great that $1/n$ may be neglected in comparison with unity.

Write $q = 1 - p$ and $q' = 1 - p'$.

Then the double chance that p' is the proportion in the universe and that pn successes appear in the sample is

$$P_x = F(p') \cdot \frac{n!}{(pn)!(qn)!} (p')^{pn} (q')^{qn}$$

Write $p' = p + x$, and use Stirling's formula for the factorials.

$$P_x = \frac{F(p+x)}{\sqrt{2\pi pqn}} \left(1 + \frac{x}{p}\right)^{pn} \left(1 - \frac{x}{q}\right)^{qn}$$

$$\begin{aligned} \log P_x &= \log F(p+x) - \frac{1}{2} \log(2\pi pqn) + \\ &+ p \cdot n \left(\frac{x}{p} - \frac{1}{2} \cdot \frac{x^2}{p^2} + \dots \right) - q \cdot n \left(\frac{x}{q} + \frac{1}{2} \cdot \frac{x^2}{q^2} + \dots \right) \end{aligned}$$

Write $x = z \sqrt{(pq/n)}$.

$$P_x = F(p + z \sqrt{(pq/n)}) \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi pqn}} \cdot e^{-\frac{1}{2}z^2} \left(1 + \frac{1}{3} \frac{z^3(q-p)}{\sqrt{pqn}}\right),$$

when $\frac{1}{n}$ is neglected.

The whole chance that the proportion in the universe was within the limits $p \pm x$ is

$$C_x = \int_{-x}^x P_x \cdot dx \div \int_{-p}^q P_x \cdot dx.$$

Write k for $(q-p)/(\sqrt{pqn})$.

Expand F by Taylor's Theorem.

$$\begin{aligned} C_x &= \frac{\int_{-z}^z \left\{ F(p) + \frac{z}{\sqrt{n}} \cdot \sqrt{pq} \cdot F'(p) + \dots \right\} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{1}{2}z^2} \left(1 + \frac{1}{3}kz^3\right) dz}{\int_{-\sqrt{\frac{np}{q}}}^{\sqrt{\frac{np}{q}}} \left\{ F(p) + \frac{z}{\sqrt{n}} \cdot \sqrt{pq} \cdot F'(p) + \dots \right\} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{1}{2}z^2} \left(1 + \frac{1}{3}kz^3\right) dz} \\ &= \int_{-z}^z \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2} dz, \end{aligned}$$

when terms involving k/\sqrt{n} , i. e. involving $\frac{1}{n}$, are neglected, and also the part of the integral in the denominator that lies beyond $\sqrt{\frac{np}{q}}$ or beyond $-\sqrt{\frac{np}{q}}$, which can be shown to be of order as low as $\frac{1}{n}$.

Hence, on the above named hypotheses, the chance that the proportion in the universe was within the limits $p \pm x$ is

$$\int_{-\infty}^{\infty} \frac{\sqrt{n}}{\sqrt{2\pi pq}} \cdot e^{-\frac{x^2}{2pq/n}} \cdot dx$$

whatever the form of F .

II. Variables

From an infinite universe n magnitudes are taken independently and at random and the average magnitude is found to be \bar{x} .

Let \bar{x}' be the average of the magnitudes in the universe from which selection was made, and let $F(\bar{x}')$ be the *a priori* probability that in a universe the average should be \bar{x}' .

Suppose $F(\bar{x}')$ to be expandable by Taylor's Theorem and integrable and that its derivatives are finite, and suppose terms involving $1/n$ to be negligible.

Then the double chance that \bar{x}' is the average in the universe and \bar{x} is found in the sample is ⁽¹⁾

$$P_x = F(\bar{x}') \cdot \frac{1}{s\sqrt{2\pi}} \left[1 - \frac{k}{2} \left\{ \frac{\bar{x} - \bar{x}'}{s} - \frac{1}{3} \left(\frac{\bar{x} - \bar{x}'}{s} \right)^3 \right\} \right] \cdot e^{-\frac{(x - \bar{x}')^2}{2s^2}}$$

where $s\sqrt{n}$ is the standard deviation (σ) of the magnitudes in the universe, and $k\sqrt{n} = \mu_3/\sigma^3$, where μ_3 is the third moment about the average in the universe.

Write $\bar{x} - \bar{x}' = vs = v\sigma/\sqrt{n} = x$

Then the chance that the average in the universe was within the limits $x \pm v\sigma/\sqrt{n}$ is

$$\begin{aligned} C_x &= \int_{-x}^x P_x \cdot dx \div \int_{-\infty}^{\infty} P_x \cdot dx \\ &= \frac{\int_{-v}^v \left\{ F(\bar{x}') - \frac{1}{\sqrt{n}} \cdot v\sigma \cdot F'(\bar{x}') + \dots \right\} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left\{ 1 - \frac{1}{2} k \left(v - \frac{1}{3} v^3 \right) \right\} e^{-\frac{1}{2}v^2} dv}{\int_{-\infty}^{\infty} \left\{ F(\bar{x}') - \frac{1}{\sqrt{n}} \cdot v\sigma \cdot F'(\bar{x}') + \dots \right\} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left\{ 1 - \frac{1}{2} k \left(v - \frac{1}{3} v^3 \right) \right\} e^{-\frac{1}{2}v^2} dv} \\ &= \int_{-v}^v \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}v^2} dv, \end{aligned}$$

neglecting $\frac{1}{n}$ and k/\sqrt{n} which is of order $\frac{1}{n}$.

(1) BOWLEY, *Elements of Statistics*, 1920, p. 295.

Hence the chance that the average in the universe was within the limits $\bar{x} \pm x$ is

$$\int_{-\infty}^{\infty} \frac{\sqrt{n}}{\sigma \sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{x^2 n}{2\sigma^2}} dx$$

where σ is the standard deviation of the magnitudes in the universe.

σ , however, is not generally known. If we compute the standard deviation from the sample, say σ_1 , then the difference between σ and σ_1 is of the order $\frac{1}{\sqrt{n}}$ and the limits for the average to which the integral in v applies are $\bar{x} \pm \left(\frac{v\sigma_1}{\sqrt{n}} + \frac{va\sigma_1}{n} \right)$, where a is an unknown small number very unlikely to be greater than, say, 2.5 (1).

Thus if in the measurement of the heights of 100 selected men their average is 68 inches and standard deviation 3", the chance that the average in the group from which they were selected is within the limits $68 \pm .5$ inches is as great as that obtained by taking $a = 2.5$, $v = 5.3$, and $C_x = .915$; supposing always that the *a priori* chance of any average height was continuous and its variation in the neighbourhood of 68" not infinite.

III. More general statement.

In a frequency distribution $p_1 N$, $p_2 N$... things are of magnitudes x_1, x_2 ... respectively, where $p_1 + p_2 + \dots = 1$. x_1, x_2 ... are known, p_1, p_2 ... not known.

From this group n things are selected independently and at random and the proportions found at x_1, x_2 ... are $p_1 + e_1, p_2 + e_2 \dots$

V' , a linear function of the p' s, $= a_1 p_1 + a_2 p_2 + \dots$, where $a_1, a_2 \dots$ are given constants.

Write $V = V' + v = a_1 (p_1 + e_1) + a_2 (p_2 + e_2) + \dots$, so that $v = a_1 e_1 + a_2 e_2 + \dots$

(1) It is well known that the standard deviation of a standard deviation is $\frac{\sigma}{\sqrt{2n}}$. If a is taken as 2.5, we reach the region in the normal curve beyond

$3 \frac{1}{2}$ times its unit of abscissa.

Then, if terms involving $1/\sqrt{n}$ are neglected, the frequency distribution of v is normal with standard deviation σ_v , where

$$\sigma_v^2 = \frac{1}{n} \{ (a_1^2 p_1 + a_2^2 p_2 + \dots) - V'^2 \},$$

and σ_v is consequently of order $1/\sqrt{n}$ (1).

The conditions for normality are, in brief, that the a 's are finite and that in the universe from which the selection was made the ratio of the s^{th} moment to the s^{th} power of the standard deviation differs only finitely from the corresponding ratio in the normal curve (s being any integer).

Now let $F(V')$ be the *a priori* chance that the value V' obtains in the universe, with the same hypotheses for F as before.

The double chance that V' is the value in the universe and V in the sample is

$$P_v = F(V') \cdot \frac{1}{\sigma_v \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{v^2}{2\sigma_v^2}}$$

Then the chance that, V being found from the sample, the value in the universe was within the limits $V \pm v$ is

$$\begin{aligned} C_v &= \int_{-v}^v P_v \cdot dv \div \int_{-\infty}^{\infty} P_v \cdot dv = \\ &= \frac{\int_{-v}^v \{ F(V) - v F'(v) + \dots \} \frac{1}{\sigma_v \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{v^2}{2\sigma_v^2}} dv}{\int_{-\infty}^{\infty} \{ F(V) - v F'(v) + \dots \} \frac{1}{\sigma_v \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{v^2}{2\sigma_v^2}} dv} = \\ &= \int_{-v}^v \frac{1}{\sigma_v \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{v^2}{2\sigma_v^2}} dv, \end{aligned}$$

when v^2 , which is of the order σ_v^2 , that is of the order $\frac{1}{n}$ is neglected.

Terms of the order $\frac{1}{\sqrt{n}}$ have already, however, been neglected, and further analysis is needed to determine under what circumstances the last result is valid if $\frac{1}{\sqrt{n}}$ is not negligible, while $\frac{1}{n}$ is.

(1) BOWLEY, *Elements of Statistics*, 1920, pp. 418 seq. and 450 seq., following SHEPPARD, « Transactions of the Royal Society, » Vol. 192, 1898, A. 229, pp. 117-128.

σ_v can be computed from the observations if $\frac{1}{\sqrt{n}}$ is neglected.

The above analysis is applicable to estimates of the moments of the universe.

If $a_1 = x_1$, $a_2 = x_2 \dots$, V' is the average, and the result of section II is obtained.

If $a_1 = x_1^2$, $a_2 = x_2^2 \dots$, V' is the second moment about the origin, and so on.

When the distribution is two dimensional and p_t is the frequency at (x_t, y_t) , V' becomes r , the correlation coefficient, by writing $a_t = x_t y_t / \sigma_1 \sigma_2$ where σ_1, σ_2 are the standard deviations of the universe in x and y .

The use of the observed values of the average, standard deviations etc. for the values in the universe is in these cases

justifiable if $\frac{1}{\sqrt{n}}$ is neglected, since the standard deviations of these estimates involve the factor $\frac{1}{\sqrt{n}}$, and the principle of inverse probability here used applies.

WILHELM WINKLER

Die Berechnung der Tauglichkeitsprozente in der Heeresergänzungsstatistik

1. Der Umkreis der vorliegenden Betrachtung. — **2.** Algebraische Untersuchung der Wirkungsweise des Tauglichkeitsprozentes nach Erschienenen und desjenigen nach Abgefertigten. — **3.** Beleuchtung dieser Wirkungsweise an schematischen Zahlenbeispielen. — **4.** Systematische Bestimmung der beiden Prozente im Idealfall und in der Wirklichkeit. Ableitung der theoretisch voll entsprechenden Berechnungsweise. — Anlage 1. Praktische Veranschaulichung des Tauglichkeitskoeffizienten — Anlage 2. Praktische Veranschaulichung des Abgefertigtenprozentes und der Tafelwahrscheinlichkeit.

I. — Die Tauglichkeitsstatistik eines Staates mit allgemeiner Wehrpflicht besitzt eine über die *militärische* weit hinausragende *allgemeine* Bedeutung. Gibt sie doch in richtiger Bearbeitung ein Bild von der körperlichen Beschaffenheit eines Volkes und ihrer Entwicklung im Laufe der Zeit. Freilich harren zahlreiche Schwierigkeiten am Wege der Zahlengewinnung und der Bearbeiter ist mehr als bei einer anderen Statistik der Gefahr von Irrtümern ausgesetzt (1). Eine der vielen Fehlerquellen mag hier einer näheren Betrachtung unterzogen werden: die Berechnungsweise der Tauglichkeitsprozente.

Einfach wäre die Frage, wenn jedes Jahr nur ein Geburtsjahrgang durchgemustert und endgültig abgefertigt würde. Dann hätten wir auf der einen Seite die Masse der ihre Dienste Anbietenden, auf der anderen die getroffene Auswahl und es würde sich die zu berechnende Verhältniszahl als eine einfache Aenderungswahrschein-

(1) Vgl. hiezu Näheres in des Verfassers Aufsatz *Der Rückgang der körperlichen Tüchtigkeit in Österreich in den Jahren 1870-1912*, im «Archiv für soziale Hygiene und Demographie», Bd. 14, Heft 3 und 4.

lichkeit («genetische» Wahrscheinlichkeit-Lexis) ergeben. Anders ist das, wo sich die Stellung der Stellungspflichtigen in eine auf mehrere Jahre verteilte Durchsierung derselben Geburtsjahrgänge zerlegt, wo also neben den jeweils zum erstenmal zur Stellung Gelangenden auch solche vorkommen, die bei früheren Stellungen zeitweilig zurückgestellt wurden; hier taucht die Frage auf, von welcher Masse die Tauglichkeitsprozente richtig zu berechnen sind. Die heeresstatistische Praxis unterscheidet da hauptsächlich zwei Beziehungsarten: die Beziehung auf alle zur Musterung Erschienenen und die Beziehung auf die endgültig Abgefertigten (1).

2. — Wir können uns die Entstehung der beiden Tauglichkeitsprozente recht deutlich durch eine algebraische Darstellung vor Augen führen. Bezeichnen wir unter einstweiliger Annahme stationärer Bevölkerungs- und Tauglichkeitsverhältnisse und unter Ausschaltung des Einflusses von Sterblichkeit und Wanderungen

mit e die als konstant angenommene Zahl der Erschienenen des ersten Jahrganges (also hier gleich den endgültig Abgefertigten),

mit t' , t'' und t''' die Tauglichen der jeweiligen Jahrgänge,

mit \sum_t die Summe der Tauglichen aller drei Jahrgänge,

mit $z' = (e - t')$ die Zurückgestellten des ersten Jahrganges,

mit $z'' = e - (t' + t'')$ die Zurückgestellten des zweiten Jahrganges,

mit $z = z' + z''$ die Zurückgestellten überhaupt,

mit T die relative Tauglichkeit nach endgültig Abgefertigten,

mit τ die relative Tauglichkeit nach Erschienenen,

(1) Andere Beziehungen, die das gleiche Ziel, aber in weniger geeigneter Weise, oder ein anderes Ziel anstreben, sollen hier ausser Betracht bleiben. Es gehört hierher von der ersteren Art die Beziehung der *Ausgehobenen* auf die in den *Stellungslisten Verzeichneten* (gleichhüttig, ob sie erschienen sind oder nicht); hier tritt die Frage des Nichterscheinens zur Stellung als bestimmende Ursache mit ins Spiel und es wird ein so berechnetes Tauglichkeitsprozent bei Auswanderungsgegenden zu niedrig, bei Zuwanderungsgegenden unter Umständen zu hoch sein.

Ferner ist hier zu erwähnen die Beziehung der *Ausgehobenen* auf die *Erschienenen des ersten Jahrganges*, die nur in einer stationären Bevölkerung ein richtiges Bild liefern könnte, in einer zunehmenden Bevölkerung zu kleine, in einer abnehmenden zu grosse Tauglichkeitsprozente bewirkt. Diese Beziehungsweise hat ENGEL für die preussische Aushebungsstatistik der Jahre 1855 bis 1862 verwendet. (Vgl. darüber H. SCHWIENING, *Militärsanitätsstatistik*, V. Bd. des *Lehrbuches der Militärhygiene*, Berlin 1913, S. 47 u. ff.)

Weiter anzuführen ist hier die Beziehung der *Ausgehobenen* auf die *ganze Bevölkerung* oder auf die *männliche Bevölkerung* gewisser Altersjahrgänge usw.

so ergibt sich aus dem Begriff der relativen Tauglichkeiten

$$T = 100 \sum_t \cdot \frac{1}{e}$$

und

$$\tau = 100 \sum_t \cdot \frac{1}{e + z' + z''} = 100 \sum_t \cdot \frac{1}{3e - (2t' + t'')}$$

Aus diesen beiden Formeln geht vor allem hervor, dass T unter der gemachten Annahme stationärer Verhältnisse ein geeignetes Tauglichkeitsmass ist. Denn da die Zahl der Abgefertigten gleich ist der zur ersten Stellung Erschienenen, so unterlegt die Berechnungsweise die Anschauung, als ob nur eine Stellung stattgefunden hätte, bei der die Tauglichen von den Erschienenen berechnet worden wären, woraus also eine Tauglichkeitswahrscheinlichkeit wie oben entstanden wäre. Aus den beiden Formeln für T und τ ergibt sich ferner, dass τ immer kleiner sein wird als T . Denn der Bruch, um den die beiden unterschieden sind, hat bei τ einen grösseren Nenner als bei T . Es geht aber weiter daraus hervor, dass die Grösse τ abhängig ist von der Zahl der in 1. und 2. Altersklasse Zurückgestellten $z' + z''$. Je grösser diese Zahl, desto kleiner τ . In unserem ver einfachten Beispiele ist das gleichbedeutend mit der Formulierung: Je kleiner die Zahl der in den ersten beiden Altersklassen Ausgehobenen, umso kleiner τ . Die Grösse von τ steht also in funktionellem Zusammenhange mit dem zeitlich und örtlich schwankenden Brauche, das Hauptgewicht der Aushebung mehr auf die erste oder auf die späteren Stellungen zu verlegen (1).

(1) Eine wie grosse Bedeutung diesen Schwankungen zukommt und wie sehr die Richtigkeit des Tauglichkeitsprozentes nach Erschienenen unter dieser Abhängigkeit leiden muss, geht aus folgenden Zahlen hervor.

Es entfielen von je 100 Ausgehobenen der ersten drei Altersklassen in Österreich auf die

		1.	2.	3.
		Altersklasse		
im Jahre	1871 . . .	53.5	23.5	23.0
» » 1887 . . .	30.8	22.2	47.0	
» » 1903 . . .	62.8	18.9	18.3	
» » 1909 . . .	53.4	22.4	24.2	
» » 1912 . . .	58.6	22.9	18.5	

Die angeführten Zahlen sind Marksteine in einer wellenförmig verlaufenden Entwicklung. Gegenüber der im Jahre 1871 herrschenden Verteilung

Das Tauglichkeitsprozent nach Erschienenen

$$\tau = 100 \sum_t \frac{1}{3e - (2t' + t'')}$$

ist also in seiner Höhe mit abhängig von dem Verhältnis $t': t'': t'''$ bei gleichem \sum_t . Für den höchst möglichen Wert von $t' = e$ (woraus natürlich t'' und t''' gleich 0 folgen würde) wäre τ unter den gegebenen Tauglichkeitsverhältnissen ein Maximum und käme T gleich. Für t' und $t'' = 0$ würde $\tau = 100 \sum_t \frac{1}{3e}$ ein Minimum. Der erstere Fall hätte die Bedeutung, dass gleich bei der ersten Stellung alle Erschienenen als tauglich behalten würden, der zweite die, dass bei der ersten und zweiten Stellung alle Erschienenen zurückgestellt würden und eine Aushebung erst in der dritten Altersklasse zustande käme. In der Wirklichkeit werden diese Grenzfälle nicht

der Tauglichen auf die drei Altersklassen ist eine von Jahr zu Jahr verfolgbare Verschiebung zu Ungunsten der ersten Altersklasse eingetreten, die im Jahre 1887 ihr stärkstes Mass erreichte. Von da gewann die erste Altersklasse wieder schrittweise Raum bis zum Jahre 1903, in welchem wiederum diese Entwicklung ihr Höchstmass und ihren Wendepunkt fand. Im Jahre 1909 sinkt die Welle zurück, erhebt sich aber wieder und steht im Jahre 1912, dem letzten bearbeiteten Jahre, mitten in einer aufsteigenden Bewegung. Es musste τ gegenüber dem Durchschnitte der ganzen Zeit, wo das Prozent der ersten Altersklasse überdurchschnittlich gross war, zu gross, wo das Prozent der ersten Altersklasse unterdurchschnittlich klein war, zu klein ausfallen.

Einen noch grösseren Einfluss müssen die *örtlichen* Verschiedenheiten im Rahmen des ehemaligen Österreich auf das Tauglichkeitsprozent nach Erschienenen genommen haben, da es sich hier um Völker und Gebiete mit verschiedenem Tempo der Entwicklung handelte, zwischen denen somit der Anteil der auf die erste Altersklasse entfallenden Tauglichen ein stark abweichender sein musste. In der Tat betrug dieser Anteil, um nur einige Beispiele herauszuheben:

im Ergänzungsbezirk Innsbruck	74.5 %
» » Prag	67.1 %
» » Klagenfurt	56.3 %
» » Wien	55.8 %
» » Pisek	44.8 %
» » Tarnow	37.0 %
» » Sambor	35.5 %

Bei kräftigen Bevölkerungen sind auf die erste Altersklasse mehr Taugliche entfallen als bei schwachen, bei hochgewachsenen mehr als bei solchen mit zurückgebliebenem Wachse usw. Gebiete der erstenen Art werden daher ein über Gebühr hohes Tauglichkeitsprozent aufweisen, Gegenden der letzteren Art ein zu niedriges.

vorkommen, weil ja daran das ganze Stellungssystem nach Altersklassen zuschanden würde. Immerhin ist der Spielraum recht weit, wie die vorkommenden Schwankungen nach Ort und Zeit beweisen.

Haben wir bis nun den Fall *gleicher* Tauglichkeit bei *verschiedener* Verteilung der Aushebung auf die Altersklassen behandelt, so wollen wir jetzt noch den Fall *verschiedener* Tauglichkeit bei *gleicher* Verteilung untersuchen. Es sei also $\sum t_{n+1} = k \sum t_n$ worin $k \leq 1$ sein kann, was $\sum t_{n+1} \leq \sum t_n$ zur Voraussetzung hat. Es wird demgemäß auch $T_{n+1} = k T_n$ und $(2 t'_{n+1} + t''_{n+1}) = k (2 t'_n + t''_n)$ sein. Dann wird

$$\tau_{n+1} = 100 \sum t \cdot \frac{1}{3e - k(2t'_n + t''_n)}$$

gegenüber

$$\tau_n = 100 \sum t \cdot \frac{1}{3e - (2t'_n + t''_n)}$$

und

$$k \tau_n = 100 k \sum t \cdot \frac{1}{3e - (2t'_n + t''_n)}.$$

Es ist daraus ersichtlich, dass beim Wachsen des Tauglichkeitsprozentes nach Abgefertigten T_n um den Faktor k das Tauglichkeitsprozent nach Erschienenen τ_n nicht auch um k wächst. Denn $\tau_{n+1} \neq k \tau_n$ und zwar wird, da hier k als Subtraktionsfaktor im Nenner ein grösseres Gewicht hat denn als einfacher Faktor im Zähler,

$$100 \sum t \cdot \frac{1}{3e - k(2t'_n + t''_n)} < 100 k \sum t \cdot \frac{1}{3e - (2t'_n + t''_n)}$$

je nachdem $k \leq 1$. Ist also $k < 1$, dann ist $\tau_{n+1} < k \tau_n$ ist $k > 1$, so gilt $\tau_{n+1} > k \tau_n$. Es ergibt sich daraus: Ändert sich die Tauglichkeit und damit das Tauglichkeitsprozent nach Abgefertigten, so ändert sich das Tauglichkeitsprozent nach Erschienenen *um ein noch stärkeres Mass*, und zwar lässt das Tauglichkeitsprozent nach Erschienenen die grössere Tauglichkeit als noch grösser, die kleinere Tauglichkeit als noch kleiner erscheinen.

Es ergibt sich also, dass das Tauglichkeitsprozent nach Erschienenen gegenüber demjenigen nach Abgefertigten eine doppelte Verzerrung aufweist; sowohl die Verschiedenheiten in der Altersgliederung der Ausgehobenen als auch in der Höhe der Aushebung bewirken eine Entstellung des Bildes. Dabei werden in der Wirklichkeit beide Fehlerquellen gleichzeitig nebeneinander wirken. Sie

werden sich, wenn entgegengesetzt gerichtet, gegenseitig abschwächen oder aufheben, wenn aber gleichgerichtet, in ihren Wirkungen noch steigern.

3. — Wir wollen nun die Wirkung der am Tauglichkeitsprozente nach Erschienenen ermittelten Verzerrungen — immer unter Beibehaltung der Annahme stationärer Bevölkerungs- und Tauglichkeitsverhältnisse — an einem Zahlenbeispiel betrachten, in dem wir wie oben den Einfluss von Sterblichkeit und Wanderung ausschalten und der Einfachheit halber annehmen, dass sämtliche nicht als tauglich Befundene zurückgestellt und erst bei der letzten Stellung endgültig abgefertigt werden. Hierbei kann sich bei gleichzeitiger Stellung von drei Altersklassen folgendes Bild ergeben:

BEISPIEL 1.

1. Altersklasse, erschienen	100,	davon tauglich	40,	zurückgestellt	60
2. » , » 60,	» » 10,	» » 50			
3. » , » 50,	» » 10,	» » 40	untauglich		

Die verschiedene Berechnungsweise des Tauglichkeitsprozentes ergibt nun

endgültig abgefertigt . . . 100	zur Stellung erschienen . . . 210
davon tauglich 60 . . . 60 %	davon tauglich 60. . . 29 %
» untauglich . . . 40 %	nicht tauglich . . . 71 %
	u. zw. zurückgestellt . . . 52 %
	untauglich . . . 19 %

Das Tauglichkeitsprozent beträgt somit für unseren Fall 60 % der endgültig Abgefertigten, aber nur 29 % aller Erschienenen. Die Nichttauglichen belaufen sich nach der ersten Berechnungsweise (= Untauglichen) auf 40 %, nach der zweiten auf 71 %, wovon nur 19 % auf die Untauglichen entfallen.

Wenn wir an obigem Beispiel bei gleichbleibender endgültiger Tauglichkeitsergiebigkeit eine andere Verteilung auf die Altersklassen vornehmen, so erhalten wir etwa:

BEISPIEL 2.

1. Altersklasse, erschienen	100,	davon tauglich	20,	zurückgestellt	80
2. » , » 80,	» » 10,	» » 70			
3. » , » 70,	» » 30,	» » 40			

Daraus ergibt sich nun:

endgültig abgefertigt 100	zur Stellung erschienen 250
davon tauglich 60 . . . 60 %	davon tauglich 60 . . . 24 %

Wir erhalten also hier nicht nur, wie bereits oben, ein bedeutsam kleineres Tauglichkeitsprozent nach Erschienenen gegenüber dem nach Abgefertigten, sondern auch trotz gleicher Tauglichkeitsausbeute ein geringeres Prozent (24) gegenüber dem obigen (29) infolge geänderter Aushebungsverteilung.

In ähnlicher Weise können wir auch den Einfluss der verschiedenen Höhe der Tauglichkeitsausbeute auf das Prozent nach Erschienenen beobachten.

BEISPIEL 3.

1.	Altersklasse, erschienen	100	davon tauglich	48	zurückgestellt	52
2.	"	52	"	12	"	40
3.	"	40	"	12	"	28

Also:

endgültig abgefertigt . . 100 zur Stellung erschienen 192
davon tauglich 72 . . 72% davon tauglich 72 . . 37.5%

Die Verteilung auf die Altersklassen ist hier ganz gleich wie in Beispiel 1; dagegen ist der Tauglichenertrag von 60 auf 72 v. H. gestiegen. Dieser Steigerung hätte eine solche des Erschienenenprozentes von 29 auf 34.8 entsprochen. Wir sehen aber das Erschienenenprozent auf 37.5, also stärker gestiegen.

In ähnlicher Weise könnten wir eine Herabdrückung unter das erwartungsmässige Ausmass bei Annahme geringerer Tauglichkeit sowie ein Sichabschwächen oder Sichsteigern dieser Verzerrungserfolge im Falle des Zusammentreffens beider Fehlerquellen darstellen, wenn wir nicht fürchten müssten, die Geduld des Lesers zu missbrauchen, indem wir das durch das Vorausgehende klar und selbstverständlich Gewordene noch weiter ausführten.

4. — Wenn wir uns die Gestalt eines der vorangegangenen Idealbeispiele in das Gedächtnis zurückrufen, so ergibt sich ohne Zweifel, dass wir es hier mit Abgangstafeln zu tun haben, ähnlich jenen Tafeln, in denen wir den allmählichen Abgang einer Masse Nulljähriger durch Tod, in das heiratsfähige Alter Eintretender durch Heirat u. dgl. darzustellen pflegen. Das Tauglichkeitsprozent nach Abgefertigten entspricht dann der auf den Ausgangspunkt stetig bezogenen Austrittswahrscheinlichkeit, das Tauglichkeitsprozent nach Erschienenen dagegen dem Tafelkoeffizienten (wobei die Summe der Erschienenen die von diesen verlebte Zeit darstellt, den Stellungsvorgang gedanklich jeweils ans Ende des Jahres verlegt).

Es entsteht nun die Frage, ob sich an der so festgestellten Natur der Tauglichkeitsprozente etwas Wesentliches ändert, wenn wir

von der idealen Fassung unseres Falles abgeben und die Verhältnisse so sein lassen, wie wir sie in der Wirklichkeit vorfinden?

Leicht ist die Beantwortung beim Tauglichkeitsprozent nach Erschienenen. Dieses macht dabei den Schritt vom reinen (Tafel-) Koeffizienten zum rohen Koeffizienten der Praxis durch, ähnlich dem der reinen (Tafel-) Sterbeziffer zur rohen (allgemeinen) Sterbeziffer. Die Tauglichkeitsziffer nach Erschienenen — die wir nun auch kürzer den Tauglichkeitskoeffizienten nennen können — bleibt damit in ihrem inneren Wesen, ihren Eigenschaften — besonders auch den oben festgestellten schlechten — unbeeinflusst und erfährt nur jene äußerlichen Wandlungen, die mit diesem Übergang verbunden sind (1).

Die Natur des Tauglichkeitsprozentes nach Abgefertigten — also die Tauglichkeitswahrscheinlichkeit — unterliegt dann einer gewissen Wandlung, wenn durch Zu-oder Abwanderung — der Sterblichkeitseinfluss ist in diesen Altern so gering, dass er kaum in Frage kommt, — die Abgangsfolge der Tauglichkeit in einer solchen Weise unterbrochen wird, dass wir in der Zahl der in späteren Jahrgängen Erschienenen Abnahmen oder Zunahmen vorfinden, die in den blossen Entnahmen der Tauglichen nicht begründet sind oder mit ihnen in Widerspruch stehen. Wir wollen wieder zur leichteren Veranschaulichung ein einfaches Zahlenbeispiel anwenden.

BEISPIEL 4.

Im ersten Jahr erschienen 100,	davon tauglich	40% = 40, zurückgest. 60
» zweiten » » 70 (60 + 10),	» » 10% = 7,	» 63
» dritten » » 72 (63 + 9),	» » 33.33% = 24, untauglich 48	
endgültig abgefertigt	119,	davon tauglich 71 = 59.65 %

Diese 59.65% von 119 (T) sind zusammengesetzt aus den Teilen $T_1 + T_2 + T_3 = 33.61 + 5.88 + 20.16\%$. Wenn wir dagegen für diesen Fall eine Abgangstafel aufstellen, so erhalten wir folgende Zahlen.

Im ersten Jahr erschienen 100, davon tauglich 40% = 40, zurückgestellt 60
» zweiten » » 60, » » 10% = 6, » 54
» dritten » » 54, » » 33.33% = 18, untauglich 36
endgültig abgefertigt also 100, davon tauglich 64, untauglich 36

(1) Vgl. hierzu des Verfassers Abhandlung *Statistische Verhältniszahlen* in der « Zeitschrift für Volkswirtschaft und Sozialpolitik ». Wien 1921, N. F. Bd. 1. Heft 10-12.

Die stetig bezogene Tafelwahrscheinlichkeit beträgt also 64 %, zusammengesetzt aus den Teilen $W_1 + W_2 + W_3 = 40 + 6 + 18 \%$, Es ergibt sich somit nach den beiden Berechnungsweisen (nach Abgefertigten und nach Tafelwahrscheinlichkeiten) in unserem Beispiele eine recht beträchtliche Abweichung. Es unterliegt keinem Zweifel, dass diese nur durch die Wanderungstatsachen begründet ist. Sie erklärt sich aus dem Anschauungsunterschied der beiden Berechnungsmethoden. Die stetig bezogenen Wahrscheinlichkeiten nehmen die *Ersterschienenen* zum Ausgangspunkt, auf denen sie dann vermöge der unstetig bezogenen Wahrscheinlichkeiten eine ideale Abgangsordnung aufrichten, die unberührt ist von etwaigen nachherigen Wanderungsverschiebungen. Die andere Anschauungsweise nach Abgefertigten wählt als Ausgangspunkt nicht die *Ersterschienenen*, sondern diese, vermehrt um alle später Zugewachsenen und ebenso vermindert um etwaige nicht im Musterungswege Abgegangene; auf diese Grundlage bezogen, erscheinen die Abgefertigtenprozente gleichfalls als stetig bezogene Abgangswahrscheinlichkeiten. Vorbehaltlich der nachfolgenden genaueren Erforschung des Vorganges können wir den grössten Teil der Abweichung von der ersten Berechnungsweise schon bei erstem Zusehen erklären. Dadurch, dass die späteren Zuwächse rückbezogen werden, als ob sie beim Beginne des ganzen Musterungsvergangen schon vorhanden gewesen wären, und dass von dieser vermehrten Masse die Prozente der Ausgehobenen auch des ersten Altersjahrganges berechnet werden, obzwar diese einer kleineren Grundmasse entstammen, wird unleugbar die auf diesem Wege berechnete Verhältniszahl des ersten Altersjahrganges und damit natürlich auch die Summe aller drei Jahrgänge gegenüber der anderen Berechnungsweise herabgedrückt. Wie sich die Beziehungen der beiden Berechnungsarten zu einander gestalten, und welchen Einfluss sie auf die Tauglichkeitsergebnisse nehmen, werden wir uns wiederum am besten auf algebraischem Wege klarmachen.

Das Tauglichkeitsprozent nach Abgefertigten ist offenbar

$$T = \left(\frac{t_1}{a + k_1 + k_2} + \frac{t_2}{a + k_1 + k_2} + \frac{t_3}{a + k_1 + k_2} \right) \cdot 100$$

wenn wir wie oben mit t_1 , t_2 , und t_3 die absoluten Tauglichenzahlen der einzelnen Jahrgänge, ferner mit a den Anfangsstand, die Erschienenen des ersten Jahres, und mit k_1 und k_2 den Wanderungszuschuss (Wanderungsabgang, wenn k negativ ist) im zweiten und dritten Jahrgang bezeichnen.

Dagegen ist die stetig bezogene Abgangswahrscheinlichkeit, definitionsgemäss

$$W = \left[\frac{t_1}{a} + \frac{(a - t_1) t_2}{(a - t_1 + k_1) a} + \frac{(a - t_1 - t_2) t_3}{(a - t_1 - t_2 + k_1 + k_2) a} \right] \cdot 100$$

Werden k_1 und k_2 gleich Null, so fliessen die Ausdrücke für W und T zusammen. Es ergibt sich dann jener Fall, mit dem wir unsere Betrachtung begonnen haben. Trifft dies jedoch nicht zu, so werden die beiden Ausdrücke von einander abweichen. Wenn wir die einander entsprechenden Glieder vergleichen, so ergibt sich vor allem offensichtlich und wie bereits erwähnt,

$$\frac{t_1}{a + k_1 + k_2} \cdot 100 < \frac{t_1}{a} \cdot 100$$

oder $T_1 < W_1$ in der hier gemachten Voraussetzung, dass k_1 und $k_2 > 0$, also positive Zahlen sind.

Das zweite zusammengehörige Wertepaar ist

$$T_2 = \frac{t_2}{a + k_1 + k_2} \cdot 100 \quad \text{und} \quad W_2 = \frac{(a - t_1) t_2}{(a - t_1 + k_1) a} \cdot 100$$

Multiplizieren wir im ersten Bruche Zähler und Nenner mit $a - t_1$, so ergeben sich bei gleichen Zählern die Nenner

$$N_1 = a^2 + ak_1 + ak_2 - at_1 - k_1 t_1 - k_2 t_2$$

und

$$N_2 = a^2 - at_1 + ak_1$$

Es ist also der linke Nenner um $ak_2 - t_1 (k_1 + k_2)$ grösser. Sie werden beide gleich sein, wenn

$$ak_2 = t_1 (k_1 + k_2).$$

Ist

$$ak_2 > t_1 (k_1 + k_2),$$

dann wird auch $N_1 > N_2$, somit $T_1 < W_1$

Anderseits wird im Falle

$$ak_2 < t_1 (k_1 + k_2)$$

$$N_1 < N_2 \quad \text{somit} \quad T_1 > W_1.$$

Die Frage, ob hier die eine Teilwahrscheinlichkeit grösser oder kleiner wird als die andere, ist von nicht weniger als vier Grössen, a , t_1 , k_1 und k_2 abhängig. Es ergeben sich hier nach den verschiedenen möglichen Verbindungen, insbesondere wenn im weiteren dann von der Bedingung $k_1 > 0$ oder $k_2 > 0$ abgegangen wird, so viele Abstufungen, dass eine allgemeine Voraussage über gewisse Fälle kaum gegeben werden kann. Wir können hier nur feststellen, dass bei positiven k_1 und k_2 (also Zuwanderungsvermehrung) der Fall $ak_2 < t_1 (k_1 + k_2)$ und daraus folgendem $T_2 > W_2$, das ist der Fall einer hohen Tauglichenquote im ersten Jahrgang und starker Zuwanderung im zweiten gegenüber schwacher im dritten, insofern ein Interesse beanspruchen kann, als durch ihn die Abweichung im ersten Teile der Wahrscheinlichkeiten, $T_1 < W_1$, bis zu einem gewissen Grade ausgeglichen, das Ergebnis der Methode nach Abgefertigten also wenigstens in der Endsumme an das der Methode der Abgangstafel angenähert wird.

Das dritte zusammengehörige Wertpaar ist

$$T_3 = \frac{t_3}{a + k_1 + k_2} \cdot 100$$

und

$$W_3 = \frac{(a - t_1 - t_2) t_3}{(a - t_1 - t_2 + k_1 + k_2) a} \cdot 100$$

Auch dieses wird vergleichbar, wenn wir Zähler und Nenner in T_3 mit $(a - t_1 - t_2)$ multiplizieren. Bei gleichen Zählern erhalten wir dann

$$N_1 = a^2 + ak_1 + ak_2 - at_1 - k_1 t_1 - k_2 t_1 - at_2 - k_1 t_2 - k_2 t_2$$

und

$$N_2 = a^2 - at_1 - at_2 + ak_1 + ak_2$$

Wenn wir die gleichen Glieder aufeinander aufdecken, so finden wir auch hier

$N_1 \neq N_2$ und zwar unterscheiden sich die beiden Nenner um den Ausdruck $-(k_1 + k_2) (t_1 + t_2)$ in N_2 .

Es ist somit, positives k vorausgesetzt, immer $N_1 < N_2$, somit $T_3 > W_3$ und zwar wird der Unterschied mit der Grösse der Zuwanderungsteile k und der Grösse der in der ersten und in der

zweiten Altersklasse Abgefertigten wachsen. Hat sich oben bei T_2 die *Möglichkeit* einer solchen Verbindung ergeben, dass durch ihr Ergebnis in der Endsumme ein gewisser Ausgleich des Abstandes T_1 und W_1 herbeigeführt wird, so ist dieser im Zuwanderungsfalle bei T_3 unbedingt vorhanden, da der Unterschied $T_3 - W_3$ demjenigen von $T_1 - W_1$ immer entgegengesetzt ist.

Wie sich die obigen Feststellungen an unserem Beispiele bewahrheiten, sehen wir aus folgender Gegenüberstellung der Wahrscheinlichkeiten nach Abgefertigten und nach der Abgangstafel

$$T = 33.61 + 5.88 + 20.16 = 59.65 \%$$

$$W = 40 + 6 + 18 = 64 \%$$

Es ist somit T_1 kleiner als W_1 und zwar im Verhältnis von 84.1 : 100. T_2 ist hier kleiner als W_2 , denn ak_2 ($= 100 \times 9$) $> t_1 (k_1 + k_2)$ ($= 40 \times 19$). Dagegen überwiegt erwartungsgemäß T_3 über W_3 , wodurch das Verhältnis $T : W$ auf 93.2 : 100 abgeschwächt wird. Wie sich das Verhältnis der beiden Prozente in Fällen darstellt, die der Wirklichkeit entnommen sind, wird unten in Anhang 2 gezeigt werden.

Die Annahme von positiven k 's (Zuwanderung in die höheren Altersstufen) kann durch eine solche von negativen oder mit entgegengesetzten Vorzeichen versehenen k 's ersetzt werden. Die naheliegenden Folgerungen daraus zu ziehen, überlassen wir dem Interesse des Lesers.

Vor dem Eingehen auf weitere bemerkenswerte Zusammenhänge, die sich besonders bei der Untersuchung zeitlich *aufeinanderfolgender* und gleichzeitig *nebeneinander* vorhandener Rekrutengassen ergeben, soll hier vorerst noch die in der Wirklichkeit nicht zutreffende, oben zur Erleichterung der Übersicht gemachte Annahme, dass in den ersten beiden Altersklassen endgültige Abfertigung nur durch Tauglichkeitserklärung erfolge, aufgegeben, die ebenfalls durch Untauglichkeitserklärung erfolgende Abfertigung mit in Rechnung gezogen und die Wirkung dieser Erweiterung des Betrachtungsfehlers auf unsere obigen Ergebnisse festgestellt werden.

Was zunächst die Formelergebnisse anlangt, so werden offenkundig überall für t_1 und t_2 die Zahlenwerte für die Abgefertigten, etwa f_1 und f_2 einzusetzen sein, eine Änderung, die auf das *Wesen* unserer Feststellungen ohne Einfluss bleibt.

Dagegen wird sich selbstverständlich die Form der Abgangstafel dahin ändern, dass sie jetzt nicht mehr eine solche der

Tauglichen, sondern eine solche der Abgefertigten wird. Die Gelung der daraus wie im vorausgehenden stetig zu berechnenden Tauglichkeitswahrscheinlichkeiten erfährt aber dadurch keinen Wandel.

Bis hieher haben wir den Fall des «Nacheinander», d. i. die folgeweise Durchmusterung eines und desselben Jahrganges, im Auge gehabt und die Einwirkung von Wanderungen auf die verschiedenen Berechnungsweisen festgestellt. Der Übergang zum «Nebeneinander», den gleichzeitig gemusterten verschiedenaltrigen Jahrgängen eines Musterungsjahres, wird ebensowenig Schwierigkeiten bereiten als etwa der Übergang von dem tatsächlich beobachteten Generationsablauf zu einer aus der gleichzeitig lebenden Bevölkerung und ihrer altersgruppenweisen Sterblichkeit errichteten Sterbetafel. Nur werden beim Nebeneinander ausser den soeben für's Nacheinander behandelten Wanderungen auch noch die verschiedenen starken Einwirkungen der Bewegungsverhältnisse (Geburten- und Sterbefälle), sowie der Wechsel in den Aushebungsvverhältnissen in den einzelnen Geburtsjahrgängen auftreten. Sie werden in Erscheinung und Wirkung den echten Wanderungen gleichen und für die rechnerische Behandlung wie diese angesehen werden können.

Dagegen herrscht unter den «Wanderungen» in diesem erweiterten Sinne ein grundlegender, tief einschneidender Unterschied: ob die zugewanderte *Masse der Zielmasse hinsichtlich der Tauglichkeit gleichwertig ist oder nicht*. Das erstere wird der Fall sein, wenn die Zuwanderungsmasse (k) vor der Zuwanderung einer Siebung unter gleichen Bedingungen unterworfen war, wie die Zielmasse. Wanderungen innerhalb des gleichen Staatsgebietes ebenso wie die gleich Wanderungen zu behandelnden Verschiedenheiten durch Bevölkerungsbewegung u.dgl. werden dieser Bedingung entsprechen. Dagegen widerspricht ihr der häufige Fall der Nachholung der innerhalb oder ausserhalb der Landesgrenzen versäumten Erfüllung der Stellungspflicht in einer höheren Altersklasse. In diesem Falle geht die bei der obigen Betrachtung festgehaltene Voraussetzung gleicher Tauglichkeit von Zielmasse und Zuwanderungsmasse verloren, denn die etwa im zweiten Altersjahrgang nachgestellten Stellungspflichtigen sind noch überhaupt nicht durchgemustert worden, während der Stamm dieses Alters-

jahrganges bereits durch eine Entnahme in der Stärke von $\frac{100 t_1}{a}$ geschwächt worden ist und nun schon die zweite Abgabe in der

Stärke von $\frac{100 t_2}{a - t_1}$ macht. Da wir bei den Nachgestellten im allgemeinen gleiche (wenn nicht, da es sich meistens um Auswanderer handeln wird, bessere) Tauglichkeitsverhältnisse werden voraussetzen können, so werden wir von dem nachgestellten Teil (k) eine Abgabe von Tauglichen im Prozentverhältnis von $\frac{100 t_1}{a} + \frac{100 t_2}{a - t_1}$ zu erwarten haben. Nun kann es für die Höhe des Prozentes nach der Abgangsordnung nicht gleichgültig sein, ob die von der jeweiligen Restmasse (unstetig) berechnete Wahrscheinlichkeit am zugehörigen oder am teilweise verschobenen Platze berechnet wird; denn diese Restmasse ist in Abnahme begriffen und es wird die je spätere Inrechnungsetzung einer und derselben Tauglichenzahl diese als desto grösser erscheinen lassen, womit eine Verzerrung der Masszahl herbeigeführt wird, die in den wahren Tauglichkeitsverhältnissen nicht begründet ist. Wir wollen uns auch diesen Fall an einem besonderen Zahlenbeispiele veranschaulichen.

Es wären 100 Stellungspflichtige zur ersten Stellung erschienen, wovon 50% als tauglich behalten, 50% zurückgestellt wurden. Zu diesen Zurückgestellten kämen bei der zweiten Stellung noch 10 Nachzügler, die noch überhaupt nicht durchgemustert sind usw. Wir erhalten darnach folgendes Zahlenbild:

Erschienene des 1. Jahrganges	100,	dav.	taugl.	50 %	d. i.	50 %
»	»	2.	»	60, (= 50 + 10),	d. t.	10 % (bezw. 50 % + 10 % v. Rest) d. i. 10.5 (= 5 + 5.5)
»	»	3.	»	58.5, (= 49.5 + 10),	d. t.	10 % (bezw. 50 % + 10 % v. R. + 10 % v. R.) d. i. 10.9 (= 4.95 + 5.95)
<hr/>						
Abgefertigt 120, dav. tauglich 71.4 = 59.5 % (= T).						

Es sind hier somit die verspätet Erschienenen jeweils unter Nachholung der früher versäumten Anshebung gemustert worden. So haben die in der zweiten Altersklasse Nachgestellten ($k_1 = 10$) eine Entnahme von $50\% + 10\%$ vom Rest = 5.5 Tauglichen erlitten, die Nachzügler in der dritten Altersklasse ($k_2 = 10$) eine solche von 5.95 Tauglichen.

Wenn wir nun *ohne* Berücksichtigung der Ungleichartigkeit der zusammengefassten Massen aus den Endergebnissen des Musterungsvorganges eine Tauglichkeitstafel aufstellen, so ergibt sich folgende Reihe:

Erschienen	100,	davon	ab	50 %	50
Verblieben	50,	»	»	17.5 %	8.8
»	41,2	»	»	18.6 %	7.7

Stetig bezogene Tafelwahrscheinlichkeit (W) 66.5 %

Die stetig bezogene Tafelwahrscheinlichkeit beträgt also 66.5 % von Hundert gegenüber 59.5 nach endgültig Abgefertigten.

Wenn wir dagegen den Abbauvorgang an der reinen, gleichartigen Masse, etwa durch blosse Verfolgung der Ersterschienenen und Ausschaltung der ungleichartigen Zuwächse, verfolgen, so gelangen wir zu folgender Tauglichkeitstafel:

Erschienen	100,	davon	50 %	50
»	50,	»	10 %	5
»	45,	»	10 %	4.5
				59.5 %

Die stetig bezogene, *reine* Abgangswahrscheinlichkeit stimmt also hier vollständig mit der Berechnung nach endgültig Abgefertigten überein. Daran ist gar nichts Überraschendes, wie sich aus folgender Erwägung ergibt: Bezieht die Berechnungsweise nach Abgefertigten alle später Hinzugekommenen auf den Anfangsstand so, als ob sie gleich bei der ersten Stellung erschienen wären, so verwandelt sich das, was wir bei *gleichartiger* Zuwanderung als Fehlerquelle feststellen mussten, hier in eine Berichtigung des nun wieder fehlerhaften Vorganges nach der Abgangstafel. Durch die Rückbeziehung der Abgefertigtenberechnung wird der gewissermassen zusammengepresste Musterungsprozess der Nachzügler auf seine normalen Ausdehnungen und Beziehungsverhältnisse zurückgeführt und so das gleiche Ergebnis erreicht, als ob von dem nun $a + k_1 + k_2$ lautenden Anfangsstand die Abgangsordnung berechnet worden wäre.

Wir können das auch algebraisch darstellen. Bezeichnen wir die Anteile der Tauglichen mit Anzeigern nach ihren Herkunftsmaßen, so ist

$$\begin{aligned}t_1 &= t_1^a \\t_2 &= t_2^a + t_1^{k_1} + t_2^{k_2} \\t_3 &= t_3^a + t_2^{k_1} + \sum t^{k_2}\end{aligned}$$

Nun ist

$$T = \frac{t_1 + t_2 + t_3}{a + k_1 + k_2} = \frac{t_1^a + t_2^a + t_1^{k_1} + t_2^{k_1} + t_3^a + t_3^{k_1} + \sum t^{k_2}}{a_1 + k_1 + k_2} = \\ = \frac{\sum t^a + \sum t^{k_1} + \sum t^{k_2}}{a + k^1 + k^2}$$

was nichts anderes ist, als die auf den *Anfangsstand* $a + k_1 + k_2$ stetig bezogene Wahrscheinlichkeit.

Wenn wir dagegen die auf den uneigentlichen *sche*, baren Anfangsstand a stetig bezogene Wahrscheinlichkeit ins Auge fassen,

so besage uns vor allem die Identität $\frac{t^k}{k} = \frac{t^k}{k}$, dass die un-

stetig bezogene Tauglichkeitswahrscheinlichkeit im voraus als *gleich* gegeben erscheint, mag die Musterung in welchem Jahrgange immer stattfinden. Wenn wir nun aber die Zuwanderungsmasse mit der Zielmasse (Anfangsmasse) verbinden, so ergeben sich die Beziehungen

$$\frac{t_1^k}{a + k_1} < \frac{t_1^{k_1}}{a - t_1^a + k_1} \text{ u. s. w.,}$$

in denen die oben vorausgesetzte Identität spurlos verloren gegangen ist.

Es ergibt sich somit aus dieser Betrachtung eine bemerkenswerte Einschränkung des oben gegen die Tauglichkeitszahl nach Abgefertigten vorgebrachten Einwandes. Im Falle der Nachzügler läuft die Berechnung nach Abgefertigten hinaus auf die *reine*, nur die gleichartigen Bestandteile berücksichtigende Berechnungsweise nach der Abgangstafel, während die *rohe* Berechnungsweise nach dieser zu einem zu *hohen* Tauglichkeitsprozent führt. *Es kann also, wenn wir nun das ganze Untersuchungsgebiet überblicken, das Abgefertigtenprozent richtig und unrichtig sein: Richtig ist es im Falle ungleichartiger Wanderung* (Nachstellungen, wie sie besonders beim « Nacheinander » und in Auswanderungsgebieten vorkommen), *unrichtig dagegen bei gleichartiger Wanderung* (hauptsächlich dargestellt durch die Geburtenverschiedenheiten im « Nebeneinander »). *In diesem Falle ist die Tafelwahrscheinlichkeit das richtige Tauglichkeitsmass.*

Da die beiden Arten von Wanderung einander nicht ausschliessen, sondern im Gegenteile in den verschiedensten Mischungsverhältnissen miteinander auftreten, so wird sich daraus, dass sie beide in gleicher Richtung wirken, eine Vergrösserung des Abstandes zwischen Tafelprozent und Abgefertigtenprozent ergeben. Dabei werden wir uns zwischen der *roh* berechneten Prozentzahl der Abgangstafel und der *mit allen Vorzügen und Fehlern* berechneten Prozentzahl nach Abgefertigten in einem dem Anteile der Fehlerquellen entsprechenden Abstande das *reine* Tafelprozent zu denken haben. Mangels der deutlichen, gesonderten Herausarbeitung der Wanderungsbestandteile in der heutigen Tauglichkeitsstatistik werden wir hier auf Schätzungen angewiesen sein, die der Wirklichkeit umso näher kommen werden, je kleiner der zwischen beiden Masszahlen liegende Spielraum ist. Das arithmetische Mittel der beiden Berechnungsweisen $\left(\frac{T + W}{2}\right)$ wird jedenfalls zu einer für praktische Zwecke genügenden Annäherung der Tauglichkeitsmasszahl an die Wirklichkeit führen. Als *Forderung der strengen Theorie ist aber jedenfalls das reine, stetig bezogene Tafelprozent anzustreben. Eine künftige Tauglichkeitsstatistik wird solche Unterlagen zu schaffen haben, dass daraus dieses Prozent unverfälscht durch alle Störungen wird berechnet werden können.*

ANLAGE I.

Praktische Veranschaulichung der Wirkung des Tauglichkeitskoeffizienten.

Die Berechnungsweise nach Erschienenen ist in der Statistik des Heeresergänzungsgeschäftes des früheren *Österreich* eifrig gehandhabt worden und man erinnert sich vielleicht des Aufsehens, welches das in die österreichische Wehrgesetzvorlage von 1912 aufgenommene niedrige Tauglichkeitsprozent von 29 % in der Öffentlichkeit erregte.

Wir wollen uns nun im folgenden von der Tragweite der durch den Tauglichkeitskoeffizienten hervorgerufenen Verzerrungen an der Hand der österreichischen Statistik eine Vorstellung machen, wobei wir in Ermanglung eines besseren die im Tauglichkeitsprozente nach *Abgefertigten* gegebene Annäherung an das *reine* Tafelprozent als Vergleichsgrundlage benützen.

Prozente der Tauglichen im Österreich im Jahre 1912

Kronland	Tauglichkeitsprozent nach Abgefertigten	Durchschnitt = 100	Tauglichkeitsprozente nach Erschienenen	Durchschnitt = 100	Unterschied der Prozente der Abweichung (Reihe 2 - Reihe 4)
Dalmatién . . .	70.2	123.6	39.9	141.0	— 17.4
Oberösterreich . .	65.7	115.7	31.7	112.0	— 3.7
Tirol u. Vorarlbg.	63.0	110.9	34.7	122.6	— 11.7
Küstenland . . .	61.8	108.8	32.9	116.3	— 7.5
Schlesien . . .	60.3	106.2	30.4	107.4	— 1.2
Galizien . . .	60.2	106.0	30.4	107.4	— 1.4
Mähren . . .	59.2	104.2	30.0	106.0	— 1.8
Kärnten . . .	58.6	103.2	29.3	103.5	— 0.3
Salzburg . . .	57.3	100.9	28.9	102.1	— 1.2
Bukowina . . .	57.2	100.7	29.2	103.1	— 2.4
Steiermark . . .	55.3	97.4	27.6	97.5	— 0.1
Krain . . .	53.5	94.2	26.2	92.6	— 1.6
Niederösterreich .	51.3	90.3	24.6	86.9	— 3.4
Böhmen . . .	50.9	89.6	23.3	82.3	— 7.3
Durchschnitt für Österreich . .	56.8	100.0	28.3	100.0	—
Durchschnittliche Abweichung . .	4.5 = 7.9 %		3.3 = 11.6 %		

In dieser Übersicht, in der wir die Kronländer des ehemaligen Österreich, geordnet nach der Grösse der Tauglichkeitsprozente nach endgültig Abgefertigten, vorführen, treten uns zunächst zwei auffallende Erscheinungen entgegen: 1.) Die durchschnittliche Abweichung der Tauglichkeitsprozente vom Mittel ist verhältnismässig grösser nach Erschienenen als nach endgültig Abgefertigten (11.6 % gegenüber 7.9 %), woraus sich entnehmen lässt, dass die beiden Reihen nicht verhältnismässig parallel gehen, sondern eine verschiedene Streuung um den Durchschnitt besitzen. 2.) In der Reihe der Kronländer tritt nach der zweiten Berechnungsart eine Umstellung ein. Wir finden Oberösterreich (31.7 %) überflügelt von Tirol und Vorarlberg (34.7 %) und von Küstenland (32.9 %), die beide nach der der Wirklichkeit mehr entsprechenden ersten Tauglichkeitsberechnung ihm nachstanden; ebenso tritt Salzburg (28.9 %) hinter die Bukowina (29.2 %) zurück. Dies sind nur die rohen, schon auf den ersten Blick wahrnehmbaren Abweichungen.

Wenn wir den Abweichungen im einzelnen nachgehen, so entnehmen wir den Reihen 2, 4 und 5, dass die grössere durchschnittliche Abweichung der Reihe nach Erschienenen sich nicht

auf alle Glieder gleichmässig verteilt, sondern in den dem Durchschnitte zunächst gelegenen am schwächsten, in den Endgliedern der Reihe am stärksten hervortritt. Es bilden die absoluten Werte der Unterschiede der Abweichungsprozente (Reihe 5) in ausgeglichenner Darstellung eine Kurve, die in der Nähe des Durchschnittes annähernd ihren Mindestwert (Kärnten 0.3), an den Endpunkten ihre Höchstwerte findet (Dalmatien 17.4, Böhmen 7.3). Es erscheint somit die Grösse des Fehlers als abhängig von der Stellung des Postens zum Durchschnitte, mittelbar also von der Grösse des Tauglichkeitsprozentes.

Diese Regelmässigkeit findet Unterbrechungen durch die bereits erwähnten Störungen; die sich aber, wie der Verlauf der Reihe 5 in der obigen Übersicht zeigt, nicht auf die besonders hervorstechenden zwei Fälle Oberösterreich und Salzburg beschränken sondern einen auch dem Umfange nach erheblichen Einfluss auf den Verlauf der Reihe 3 und 5 ausüben.

In dem Wachsen der Abweichung mit der Entfernung vom Durchschnitte erkennen wir die oben nachgewiesene Verzerrung aus dem Grunde der verschiedenen Tauglichkeitsstärke, in den Störungen dagegen den Einfluss der verschiedenen Verteilung, wie folgende Zahlen, die sich auf die auffallendsten Störungen beschränken, zeigen:

Die Zurückgestellten betrugen Prozente der Erschienenen in

<i>Oberösterreich</i>	...	51.7 %	von den Erschienenen
<i>Tirol u. Vorarlberg</i>	...	45.0 %	» » »
<i>Küstenland</i>	...	46.7 %	» » »
<i>Salzburg</i>	...	49.5 %	» » »
<i>Bukowina</i>	...	49.1 %	» » »

Es ist jeweils die Zahl der Zurückgestellten dort grösser, wo wir eine Herabdrückung des Tauglichkeitskoeffizienten feststellen konnten, was vollkommen der auf die vorausgehenden Betrachtungen gegründeten Erwartung entspricht.

ANLAGE 2.

Praktische Veranschaulichung des Abgefertigtenprozents und der Tafelwahrscheinlichkeit.

Zur Beurteilung der Tragweite der oben festgestellten Abweichungen des Abgefertigtenprozents von der Tafelwahrscheinlichkeit mögen die Zahlen der österreichischen Tauglichkeitsstatistik in den Jahren 1910 bis 1912 herangezogen werden (1).

(1) Nach Tabelle 1 der jeweiligen *Militärstatistischen Jahrbücher der öster.-ungar. Monarchie*.

*Die Tauglichkeitverhältnisse in Oesterreich
nach Kronländern in den Jahren 1910 bis 1912*

A.) Die *nacheinander* folgenden Durchmusterungen des Geburtsjahrganges 1889 (Stellungsjahre 1910, 1911, 1912).

I.) *Grundzahlen*

	erschienen	(Mehr od. weniger (±) als die unabge fertigte Gebliebenen der vor ausgehenden Alterskl.).	taugl.	waffenun fähig	untaug lich.	Summe d. Abgefe rti gten.	unabgefe rti gte geblieben.		
			befunden						
			1.	2.	3.				
N. Öst. 1. Alterskl.	20.784		6.225	285	464	6.974	13.810		
» » 2. »	14.177	(+ 367)	1.685	722	75	2.482	11.695		
» » 3. »	12.020	(+ 325)	2.114	9.859	47	12.020	—		
Summe			10.024	10.866	586	21.476			
Ob. Öst. 1. Alterskl.	6.648		2.716	81	112	2.909	3.739		
» » 2. »	3.923	(+ 184)	459	623	27	1.109	2.814		
» » 3. »	2.782	(— 32)	742	2.038	2	2.782	—		
Summe			3.917	2.742	141	6.800			
Salzb. 1. Alterskl.	1.512		573	15	33	621	891		
» 2. »	893	(+ 2)	97	26	3	126	767		
» 3. »	797	(+ 30)	190	607	—	797	—		
Summe			860	648	36	1.544			
Steierm. 1. A.kl.	11.156		3.438	134	262	3.834	7.322		
» 2. »	7.652	(+ 330)	1.125	655	30	1.810	5.842		
» 3. »	5.844	(+ 2)	1.103	4.732	9	5.844	—		
Summe			5.666	5.521	301	11.488			
Kärnten 1. A.kl.	3.475		991	42	108	1.141	2.334		
» 2. »	2.366	(+ 32)	435	104	10	549	1.817		
» 3. »	1.901	(+ 84)	440	1.452	9	1.901	—		
Summe			1.866	1.598	127	3.591			

A.). I.) *Grundzahlen*

	erschienen	(Mehr od. weniger (±) als die unabgefechtigt gebiebelten der vor ausgegangenen Alterskl.).	taugl.	waffenun- fähig	untang- lich.	Summe d. A b g e f e- rtigten.	unabgefe- rtigt geblie- ben.
			befunden				
			1.	2.	3.	4.	5.
Krain 1. Alterskl.	4.215		1.566	69	110	1.745	2.470
» 2. »	2.528	(+ 58)	395	92	29	516	2.012
» 3. »	2.145	(+ 133)	347	1.786	12	2.145	—
Summe			2.308	1.947	151	4.406	
Küstenl. 1. Akl.	6.485		2.385	96	124	2.605	3.880
» 2. »	4.134	(+ 254)	792	414	91	1.297	2.837
» 3. »	3.014	(+ 177)	676	2.332	6	3.014	—
Summe			3.853	2.842	221	6.916	
Tirol 1. A.kl. und 2. »	8.627 4.870	(+ 213)	3.698 1.299	159 190	113 9	3.970 1.498	4.657 3.372
Voralb. 3. »	3.414	(+ 42)	709	2.688	17	3.414	—
Summe			5.706	3.037	139	8.882	
Böhmen 1. A.kl. » 2. »	59.971 39.388	(+ 1.903)	20.386 5.775	711 4.086	1.389 144	22.486 10.005	37.485 29.383
» 3. »	30.238	(+ 855)	4.902	25.230	106	30.238	—
Summe			31.063	30.027	1.639	62.729	
Mähren 1. A.kl. » 2. »	22.302 13.201	(+ 833)	9.144 2.460	297 348	493 105	9.934 2.913	12.368 10.288
» 3. »	10.640	(+ 352)	1.960	8.639	41	10.640	—
Summe			13.564	9.284	639	23.487	
Schlesien 1. A.kl. » 2. »	6.143 3.937	(+ 293)	2.270 716	57 138	172 17	2.499 871	3.644 3.066
» 3. »	1.0937	(+ 13)	686	2.372	21	3.079	—
Summe			3.672	2.567	210	6.449	

A.) 1.) *Grundzahlen*

	erschienen	(Mehr od. weniger (\pm) als die unabgefechtig Gebliebenen der vorausgehenden Alterskl.).	taugl.	waffenunfähig	untauglich	Summe d. Abgefechtigten.	unabgefechtigt geblieben.
			be unden				
	1.	2	3.	4.	5.	6.	7.
Galizien 1. A.kl.	55.325		16.656	483	1.564	18.703	36.622
» 2. »	38.476	(+ 1.854)	8.743	1.197	321	10.261	28.215
» 3. »	33.115	(+ 4.900)	9.748	23.134	233	33.115	—
Summe			35.147	24.814	2.118	62.079	
Bukowina 1. A.kl.	6.621		1.851	83	104	2.038	4.583
» 2. »	4.543	(— 40)	739	213	19	971	3.572
» 3. »	3.910	(+ 338)	1.128	2.770	12	3.910	—
Summe			3.718	3.066	135	6.919	
Dalmatien 1. A.kl.	4.557		1.891	75	47	2.013	2.544
» 2. »	2.690	(+ 147)	747	31	11	789	1.901
» 3. »	2.101	(+ 200)	660	1.427	14	2.101	—
Summe			3.298	1.533	72	4.903	
Österreich 1. A.lk.	217.821		73.790	2.587	5.095	81.472	136.349
» 2. »	142.778	(+ 6.430)	25.467	8.839	891	35.197	107.581
» 3. »	115.000	(+ 7.419)	25.405	89.066	529	115.000	—
Summe			124.662	100.492	6.515	231.669	

A.) 2.) *Verhältniszahlen.*

	nach Abgefertigten	nach der Abgangs-tafel.	Wenn das Prozent nach Abgefertigten = 100, so ist das Percent nach der Abgangstafel.		
			1.	2.	3.
N. Oest. 1. Altersklasse . . .	28.99	29.85			
» » 2. »	7.85	7.90			
» » 3. »	9.84	9.64			
Summe	46.68	47.49		101.7	
Ob. Oest. 1. Altersklasse . . .	39.94	40.86			
» » 2. »	6.75	6.58			
» » 3. »	10.91	10.76			
Summe	57.60	58.20		101.0	
Salzburg 1. Altersklasse . . .	37.11	37.90			
» 2. »	6.28	6.40			
» 3. »	12.31	12.07			
Summe	55.70	56.37		101.2	
Steiermark 1. Altersklasse . . .	29.93	30.82			
» 2. »	9.77	9.65			
» 3. »	9.61	9.46			
Summe	49.31	49.93		101.3	
Kärnten 1. Alterskl.	27.60	28.52			
» 2. »	12.11	12.35			
» 3. »	12.25	11.94			
Summe	51.96	52.81		101.6	
Krain 1. Alterskl.	35.54	37.15			
» 2. »	8.97	9.16			
» 3. »	7.88	7.55			
Summe	52.39	53.86		102.7	

A.) 2.) Verhältniszahlen.

	nach Abgefertigten	nach der Abgangs-tafel	Wenn das Prozent nach Abgefertigten = 100, so ist das Prozent nach der Abgangstafel,
	1.	2.	3.
Küstenland 1. Alterskl. . . .	34.49	36.78	
» 2. »	11.45	11.46	
» 3. »	9.78	9.21	
Summe	55.72	57.45	103.0
Tirol u. Vorarl. 1. Alterskl. . .	41.63	42.87	
» » 2. »	14.63	14.40	
» » 3. »	7.98	7.76	
Summe	64.24	65.03	101.2
Böhmen 1. Alterskl. . . .	32.50	34.00	
» 2. »	9.21	9.16	
» 3. »	7.81	7.56	
Summe	49.52	50.72	102.4
Mähren 1. Alterskl. . . .	38.93	41.00	
» 2. »	10.47	10.32	
» 3. »	8.35	7.96	
Summe	57.75	59.28	102.6
Schlesien 1. Alterskl. . . .	35.20	36.95	
» 2. »	11.10	10.79	
» 3. »	10.64	10.29	
Summe	56.94	58.03	101.9
Galizien 1. Alterskl. . . .	26.83	30.11	
» 2. »	14.08	15.04	
» 3. »	15.70	14.29	
Summe	56.61	59.44	105.0

A.) 2.) Verhältniszahlen.

	nach Abgefertigten	nach der Abgangs-tafel.	Wenn das Prozent nach Abgefertigten = 100, so ist das Prozent nach der Abgangstafel.		
			1.	2.	3.
Bukowina 1. Alterskl. . . .	26.75	27.96			
» 2. »	10.68	11.26			
» 3. »	16.30	15.70			
Summe	53.73	54.92	102.2		
Dalmatien 1. Alterskl. . . .	38.58	41.52			
» 2. »	15.23	15.50			
» 3. »	13.46	12.39			
Summe	67.27	69.41	103.2		
Österreich 1. Alterskl. . . .	31.85	33.88			
» 2. »	10.99	11.16			
» 3. »	10.97	10.42			
Summe	53.81	55.46	103.0		

B.) Die im Jahre 1912 nebeneinander stattgefundenen Durchmusterungen der Geburtsjahrgänge 1889 (dritte Altersklasse), 1890 (zweite Altersklasse) und 1891 (erste Altersklasse).

1.) *Grundzahlen,*

	erschienen	(Mehr od. weniger (\pm) als die unabgefeiert Gebliebenen der vorausgehenden Alterskl.)	taugl.	waffenunfähig	untauglich	Summe d. Abgefeiertigen.	unabgefeiert geblieben.
			befunden				
	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.
N. Ö. Geb. J. 1891	22.139		7.392	246	444	8.082	14.057
» » » 1890	14.032	(— 25)	2.329	556	99	2.984	11.048
» » » 1889	12.020	(+ 972)	2.114	9.859	47	12.020	—
Summe			11.835	10.661	590	23.086	
Ob. Ö. Geb. J. 1891	7.247		2.738	100	101	2.939	4.308
» » » 1890	4.283	(— 25)	1.058	115	14	1.187	3.096
» » » 1889	2.782	(— 314)	742	2.038	2	2.782	—
Summe			4.538	2.253	117	6.908	
Salzb. Geb. J. 1891	1.522		546	29	28	603	919
» » » 1890	914	(— 5)	198	26	7	231	683
» » » 1889	797	(+ 114)	190	607	—	797	—
Summe			934	662	35	1.631	
St. Geb. J. 1891	11.494		4.114	120	234	4.468	7.026
» » » 1890	7.026	(.)	1.507	313	19	1.839	5.187
» » » 1889	5.844	(+ 657)	1.103	4.732	9	5.844	—
Summe			6.724	5.165	262	12.151	
Kärnten Geb. J. 1891	3.512		1.279	29	77	1.385	2.127
» » » 1890	2.281	(+ 154)	537	21	8	566	1.715
» » » 1889	1.901	(+ 186)	440	1.452	9	1.901	—
Summe			2.256	1.502	94	3.852	

B.) 1.) Grundzahlen

erschienen	(Mehr od. weniger (±) als die unabgetertigten Gebliebenen der vorausgehenden Alterskl.)	taugl.	waffenunfähig	untauglich	befunden		Summe d. Abgefechtigten.	unabgefechtigt geblieben.
					befunden			
		1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.
Krain Geb. J. 1891	4.393		1.534	61	100	1.695	2.698	
» » » 1890	2.407	(- 291)	465	49	29	543	1.864	
» » » 1889	2.145	(+ 281)	347	1.786	12	2.145	—	
Summe			2.346	1.896	141	4.383		
Küst. Geb. J. 1891	6.289		2.648	89	117	2.854	3.435	
» » » 1890	3.670	(+ 235)	940	73	19	1.032	2.638	
» » » 1889	3.014	(+ 376)	676	2.332	6	3.014	—	
Summe			4.264	2.494	142	6.900		
Tirol { G. J. 1891 und { » » 1890 Voralb. { » » 1889	8.395 4.252 3.414	(+ 77) (+ 372)	3.910 950 709	160 224 2.688	150 36 17	4.220 1.210 3.414	4.175 3.042 —	
Summe			5.569	3.072	203	8.844		
Böhmen G. J. 1891	64.145		20.952	761	1.213	22.926	41.219	
» » » 1890	39.307	(- 1.912)	6.643	3.873	185	10.701	28.606	
» » » 1889	30.238	(+ 1.632)	4.902	25.230	106	30.238	—	
Summe			32.497	29.864	1.504	63.865		
Mähren G. J. 1891	24.001		9.666	285	500	10.451	13.550	
» » » 1890	13.871	(+ 321)	2.923	519	56	3.498	10.373	
» » » 1889	10.640	(+ 267)	1.960	8.639	41	10.640	—	
Summe			14.549	9.443	597	24.589		
Schlesien G. J. 1891	6.652		2.526	84	148	2.758	3.894	
» » » 1890	4.129	(+ 235)	999	119	31	1.149	2.980	
» » » 1889	3.079	(+ 99)	686	2.372	21	3.079	—	
Summe			4.211	2.575	200	6.986		

B.) 1.) *Grundzahlen*

	erschienen	(Mehr od. weniger (\pm) als die unabgefechtig gebliebenen der vorrausgehenden Alterskl.)	taugl.	waffenunfähig	untauglich.	Summe d. Abgefechtigten.	unabgefechtigt geblieben.	
	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	
Galiz. Geb. J. 1891	57.764		19.003	560	1.360	20.923	36.841	
» » » 1890	40.018	(+ 3.177)	10.955	736	326	12.017	28.001	
» » » 1889	33.115	(+ 5.114)	9.748	23.134	233	33.115	—	
Summe			39.706	24.430	1.919	66.055		
Buk. Geb. J. 1891	5.962		1.903	64	108	2.075	3.887	
» » » 1890	4.152	(+ 265)	1.056	90	21	1.167	2.985	
» » » 1889	3.910	(+ 925)	1.128	2.770	12	3.910	—	
Summe			4.087	2.924	141	7.152		
Dalma. Geb. J. 1891	4.922		2.327	87	70	2.484	2.438	
» » » 1890	2.708	(+ 270)	892	35	17	944	1.764	
» » » 1889	2.101	(+ 337)	660	1.427	14	2.101	—	
Summe			3.879	1.549	101	5.529		
Öster. Geb. J. 1891	228.437		80.538	2.675	4.650	87.863	140.574	
» » » 1890	143.050	(+ 2.476)	31.452	6.749	867	39.068	103.982	
» » » 1889	115.000	(+ 11.018)	25.405	89.066	529	115.000	—	
Summe			137.395	98.490	6.046	241.931		

B.) 2.) Verhältniszahlen.

	Nach Abgefertigten	Nach der Abgangs-tafel	Wenn das Prozent nach Abgefertigten = 100, so ist das- jenige nach der Abgangstafel		
			1.	2.	3.
N. Ö. Geb. J. 1891 . . .	32.02	33.39			
» » » 1890	10.09	10.54			
» » » 1889	9.16	8.79			
Summe	51.27	52.72		102.7	
Ob. Öst. Geb. J. 1891 . . .	39.64	37.78			
» » » 1890	15.32	14.68			
» » » 1889	10.74	11.45			
Summe	65.70	63.91		97.2	
Salzb. Geb. J. 1891 . . .	33.48	35.87			
» » » 1890	12.14	13.08			
» » » 1889	11.65	10.75			
Summe	57.27	59.70		103.9	
Kärnten Geb. J. 1891 . . .	33.20	36.42			
» » » 1890	13.94	14.26			
» » » 1889	11.42	10.54			
Summe	58.56	61.22		104.6	
Krain Geb. J. 1891 . . .	35.00	34.92			
» » » 1890	10.61	11.87			
» » » 1889	7.92	7.70			
Summe	53.53	54.49		101.8	
Küstenl. Geb. J. 1891 . . .	38.38	42.11			
» » » 1890	13.62	13.99			
» » » 1889	9.80	8.81			
Summe	61.80	64.91		105.0	
Tirol u. Vorarl. Geb. J. 1891	44.21	46.58			
» » » 1890	10.74	11.11			
» » » 1889	8.02	7.39			
Summe	62.97	65.08		103.3	

B.) 2.) Verhältniszahlen

	Nach Abgefertigten	Nach der Abgangs-tafel	Wenn das Prozent nach Abgefertigten = 100, so ist das- jenige nach der Abgangstafel		
			1.	2.	3.
Böhmen Geb. J. 1891 . . .	32.81	32.66			
» » » 1890	10.40	10.86			
» » » 1889	7.68	7.58			
Summe	50.89	51.10		100.3	
Mähren Geb. J. 1891 . . .	39.31	40.27			
» » » 1890	11.89	11.90			
» » » 1889	7.97	7.78			
Summe	59.17	59.95		101.3	
Schlesien Geb. J. 1891 . . .	36.16	37.97			
» » » 1890	14.30	14.17			
» » » 1889	9.82	9.41			
Summe	60.28	61.55		102.5	
Galizien Geb. J. 1891 . . .	28.77	32.90			
» » » 1890	16.59	17.46			
» » » 1889	14.76	13.14			
Summe	60.12	63.50		105.6	
Bukowina Geb. J. 1891 . . .	26.61	31.92			
» » » 1890	14.77	16.58			
» » » 1889	15.77	13.52			
Summe	57.15	62.02		108.5	
Dalmatien Geb. J. 1891 . . .	42.09	47.28			
» » » 1890	16.13	16.31			
» » » 1889	11.94	10.13			
Summe	70.16	73.72		103.0	
Österreich Geb. J. 1891 . . .	33.29	35.25			
» » » 1890	13.00	13.53			
» » » 1889	10.50	9.88			
Summe	56.79	58.66		103.3	

Bevor wir auf eine nähere Besprechung der voranstehenden Zahlen eingehen, mag zum besseren Verständnis eine kurze Bemerkung über die Art des Stellungsverfahrens im ehemaligen Österreich eingeschaltet werden. Die Stellung erfolgte in drei nacheinander folgenden Musterungen eines Geburtsjahrganges vom 21. bis 23. Altersjahr, also jedes Jahr drei Altersklassen nebeneinander. Das Stellungssystem beruhte auf dem Grundsatz der *Heimatangehörigkeit*. Die militärischen Aufsichtsbehörden führten Verzeichnisse der heimatberechtigten Stellungspflichtigen und vermerkten in diesen die Stellungsergebnisse, wo immer (in der Heimatgemeinde oder einer anderen Gemeinde Österreichs oder im Ausland) die Stellung erfolgt sein möchte. In der Zahl der zur Stellung Erschienenen sind also diese Heimatsangehörigen begriffen, soweit sie überhaupt und irgendwo vom Stellungsverfahren erfasst wurden. Darnach ist auch der Zuwachs eines Jahrganges von einem zum anderen Stellungsjahr zu verstehen. Wenn wir oben von Wanderung sprachen, so ist dies also nicht örtlich aufzufassen, sondern entweder als Übertritt von einer Masse zu einer anderen (z. B. Erwerbung der Staatsbürgerschaft) oder aber und zwar hauptsächlich in noch weniger eigentlichem Sinne als Nachholung der versäumten Stellungspflicht, wobei wieder die tatsächliche Abwesenheit von der Heimat der gewöhnliche Fall gewesen ist. So finden wir denn auch in Tabelle A 1 die Zuwächse (Sp. 2.) annähernd in Übereinstimmung mit dem Wanderungscharakter der Kronländer; die deutschösterreichischen Länder sind hieran wenig beteiligt, mehr die Sudetenländer, ganz besonders aber die ost- und südslawischen Gebiete.

Wir haben auch hierin einen Hinweis darauf, dass die als Zuwächse ausgewiesenen Erschienenen vornehmlich *Nachzügler* waren. Allerdings kommt deren Zahl damit nicht rein zum Ausdruck, da der ausgewiesene Zuwachs nur eine Bilanz aus den stattgefundenen Zugangs- und Abgangsbewegungen darstellt, Vorgängen, deren genaue Erfassung auf Grund der Stellungslisten möglich gewesen wäre, aber nicht erfolgt ist. So bleibt uns als einziger greifbarer Ausdruck das Endergebnis der Gegenbewegungen in der Hand und es ist immerhin für uns von Wert zu wissen, dass diese Zuwächse hauptsächlich aus Nachzüglern bestehen. Nun kommt aber in diesem Falle nach der vorausgegangenen Untersuchung den Tauglichkeitsberechnungen nach *Abgefertigten* ein gröserer Erkenntniswert zu als den Prozenten nach der nur roh berechenbaren Abgangstafel. Die Unterschiede zwischen den beiden Masszahlen sind allerdings nicht beträchtlich, wie wir aus Tabelle

A, 2 entnehmen. Im Durchschnitte für Österreich ergab sich eine Abweichung der beiden in der Höhe von 3 %, sie stieg im Auswanderungslande Galizien auf 5 %, blieb aber in den deutschösterreichischen Kronländern durchwegs unter 2 %.

Bei der Bewertung der hier, wie oben gezeigt, grösseren Näherung des Abgefertigtenprozenten an das reine Tafelprozent darf allerdings wieder nicht übersehen werden, dass nicht die ganzen Zuwächse sondern vermutlich nur ein wenn auch überwiegender Teil derselben aus Nachzüglern besteht, und dass sie weiter nur eine Bilanz der Bewegungsvorgänge, also nur ein Teil der Zuwächse, nicht die Zuwächse an und für sich sind. Der andere durch die Abgänge aufgedeckte Teil erscheint als Bestandteil der Grundmasse. Die durch Wanderung etwa hervorgerufene Störung ist also in Wirklichkeit grösser, als nach dem Ausmaße der äusserlich als «Zuwachs» erkennbaren Bestandteile der Erschienenenmasse zu urteilen ist.

Ein etwas abweichendes Bild bieten die Tabellen B, 1 und 2, welche beide die *nebeneinander* stattfindenden Musterungen verschiedenaltriger Geburtsjahrgänge darstellen. Wir finden da, wenn wir die Wanderbewegungen prüfen, (Tabelle B 1 Sp. 2.) in Mitwirkung der durch die Verschiedenheiten der natürlichen Bewegung hervorgerufenen Besetzungsunterschiede der einzelnen Geburtsjahrgänge nicht nur Zu- sondern vielfach auch Abnahmen. Auch hier haben wir es nicht mit einfachen Bewegungerscheinungen, sondern mit dem Endergebnis der gegenseitigen Aufrechnung entgegengesetzt gerichteter Strömungen zu tun. Nur kommt hier nicht die in Tabelle A 1 hauptsächlich beobachtete *eine* Gattung von Wanderbewegung in Frage, sondern es sind an dem gegenseitigen Wettbewerbe auch die Aenderungen der natürlichen Bewegung usw. beteiligt.

Eine ungefähre Vorstellung von den wirkenden Kräften können wir uns machen, wenn wir in beiden Tabellen A 1 und B 1 jeweils die Wanderungsergebnisse des beiden Tabellen gemeinsamen dritten Jahrganges (1889 im Jahre 1912) miteinander vergleiche. Erfahren wir z. B. aus der Tabelle A 1, dass dieser Jahrgang in Niederösterreich eine Verstärkung aus Nachzüglern in der Höhe von 325 Neuerschienenen erhielt, so wissen wir, dass die Zuzugszahl von 972 in Tabelle B zu zwei Dritteln auf die gegenüber dem Geburtsjahrgang 1890 günstigeren Bedingungen der natürlichen Bewegung zurückgeht u. s. f. bei den anderen Kronländern. Ein vollständiges Bild würden wir allerdings erst dann erhalten, wenn wir in gleicher Weise auch am Nacheinander des *Geburtsjahrganges 1890* Nach-

schau hielten, inwieweit die hier in Tabelle B 1 ausgewiesenen Bewegungen auf Nachzügler zurückgehen. Diese Vergleiche geben uns natürlich infolge der erwähnten Bilanznatur dieser Zuwachszahlen nur allgemeine Fingerzeige, die jedoch, da wir hier nicht eine exakte Messung der österreichischen Tauglichkeit jener Zeit, sondern nur eine Veranschaulichung unserer obigen theoretischen Erwägungen anstreben, vollauf genügen. Wir erkenne jedenfalls daraus, dass den natürlichen Bewegungswirkungen im Nebeneinander eine zwar schwankende aber im allgemeinen jener der Nachzügler als mindestens gleichwertig zu schätzende Bedeutung zukommt.

Den Spielraum der beiden Berechnungsweisen finden wir in Tabelle B 2 für den Durchschnitt Österreichs mit 3.3% angegeben. Er sinkt im Falle Böhmens auf 0.3% und steigt bei der Bukowina auf 8.5%. Diese grossen Schwankungen drücken die Vielfältigkeit der hier mitbestimmenden Ursachen aus. Haben wir in Tabelle A 2 eine gewisse Übereinstimmung der Grösse der Abweichungen der beiden verschieden berechneten Verhältniszahlen mit dem Wanderrungscharakter der Gebiete vorgefunden, so ist hier diese Ordnung durch den Einfluss der natürlichen Bevölkerungsbewegung ins Reglose gewandt. Es erscheint hier Kärnten mit grossem Abstand (4.6%), während es in Tabelle A 2 nur 1.6% aufwies, andererseits ist der dort höhere Abstand von Böhmen (2.4%) hier auf 0.3% herabermässigt u.s.w. Dass dabei der Abstand im Durchschnitte Österreichs nicht um vieles sich unterscheidet (3% und 3.3%) will nicht viel besagen. Wohl aber ist es bezeichnend, dass wir im Falle des Nacheinander eine durchschnittliche Abweichung der Abstandsprozentreihe der Kronländer von rund einem, im Falle des Nebeneinander aber von rund zwei Hundertteilen vorfinden.

Wenn wir den Abstand und die durchschnittliche Abweichung sowohl bei der Betrachtung des «Nacheinander» wie der des «Nebeneinander» nicht auf die Grenzmasszahlen (Abgefertigtenprozent und rohes Tafelprozent) gegeneinander, sondern jeweils auf die in der Mitte des Abstandes vermutete *reine Wahrscheinlichkeit* beziehen, so ergibt sich daraus für jede der beiden Grenzzahlen

	im Falle	
	der Nacheinander	des Nebeneinander
ein durchschnittlicher Abstand von der wahren Tauglichkeit	1.5 %	1.65 %
eine durchschnittliche Reihenab- weichung	0.5 %	1 %

Am durchschnittlichen Abstand von der wahren Tauglichkeit bemessen wir die absolute Eignung der Verhältniszahlen als Ausdruck der Tauglichkeitsverhältnisse auf dem von uns betrachteten Gebiete, an der durchschnittlichen Abweichung vom Gesamtdurchschnitt ihre relative Eignung zu Vergleichszwecken untereinander. Der Umstand, dass sich sowohl durchschnittlicher Abstand als durchschnittliche Abweichung auf einem so vielgestaltigen Boden, wie es das alte Oesterreich war, immerhin noch in zulässigen Grenzen bewegen, lässt uns zu dem Schlusse gelangen, dass das in der Praxis vielbeliebte, leicht zu handhabende *Tauglichkeitsprozent nach Abgefertigten unter nicht allzu ungewöhnlichen «Wander»-verhältnissen* als *ein zwar nicht ideales, aber doch theoretisch noch vertretbares Mass der Tauglichkeit* angesehen werden kann. Das ganz genaue reine Tafelprozent ersetzt es allerdings nicht und es wird dieses für feinere Tauglichkeitsuntersuchungen jedenfalls anzustreben sein.

ARTHUR MACDONALD

A study of the United States Senate

There are three general ways of studying man, first as an individual, second as many individuals and third, as an organization.

The scientific study of man as an individual is comparatively recent (1); the method is intensive.

The study of man, as many individuals, has been undertaken mainly in anthropology (2). Investigations of this nature have been made upon large numbers of school children and also upon soldiers (3), especially in examination of recruits in military service.

The study of man as an organization is sometimes undertaken from a psychological and sociological point of view, but very little scientific study of modern civilized man as an organization has been done. This, however, is not true in the case of animals; thus, in any encyclopedia you can find out much exact information, as to the working and results of bee-hives and ant-hills. One reason why we have relatively so much more definite knowledge about animals than man, is because animals have been studied by much more scientific methods. Modern psychology however is presenting more definite results, and more rational ways of investigating man.

(1) See study (by author) of Emile Zola, giving results of numerous specialists, in *Juvenile Crime and Reformation*, « Senate Document » No. 532, 60th Congress, 1st Session.

(2) See *Experimental Study of Children* (by author) in « Annual Report of Commissioner of Education », 1897-98; also *Man and Abnormal Man* (by author), « Senate Document » No. 187, 58th Congress, 3^d Session ».

(3) See *Physical and Mental Examination of American Soldiers* (by author), « Modern Medicine » February, 1921, Chicago; also in « Indian Medical Record » January 1921, Calcutta, India; also in *Tidskrift for militaer Medicin* » Kristiania 5th July 1920, also « Anthropometry of soldiers (by author), in « Medical Record » December 14, 1918 also in « Proceedings of Anthropological Society of Bombay » India, read Wednesday June 30, 1920.

The Senate of the United States.

There is no more important organization of men in our country than the United States Senate. This, with the additional fact that all its proceedings are carefully recorded, is one of the main reasons we have made this organization an object of study.

It would be almost impossible for one person to make an intensive study of a large number of Senates of different Congresses, owing to the large amount of computation required. So the Senate of three session of the 62^d Congress was selected. It is perhaps as normal a Senate as any; and while the results here obtained only refer to the 62^d Senate, nevertheless they may suggest ideas applicable to other Congresses.

As a rule, the value of such studies and the probable truth of the conclusions would be proportionate to the number of Congresses studied. As in the case of all scientific study, names of persons and personalities are not necessary in the present inquiry.

Quorum and yea and nay calls in general

Before considering the attendance of divisions of Senators, or of individual Senators, on *quorum* and *yea* and *nay* Calls, we may observe the general attendance of the Senate as whole, as indicated in Table 1. In the first two lines of Table 1 are given the number of *quorum* and *yea* and *nay* calls for each session, and in the next two lines the total number of answers at all the *quorum* and *yea* and *nay* calls at each session.

If we multiply the number of senators (80) by the number of *quorum* calls for the first session, for instance, which is 70, we obtain 5,600, which represents one hundred per cent of attendance; as the actual attendance on *quorum* calls in the first session was 2705; this divided by 5600 gives 66, the per cent of attendance of the Senate as a whole on *quorum* calls for the first session. The percentages for the other sessions, and for the *yea* and *nay* calls are found in a similar manner.

Observing the last two lines of Table 1, it will be seen that the per cent of attendance both on *quorum* and *yea* and *nay* calls in the first session is considerably higher than in the other sessions, the lowest figures being in the second session. That is to say, the Senators attend *quorum* calls 10 per cent less in the second session, and 3 per cent better in the third session than in the second session. Their attendance on *yea* and *nay* calls is

13 per cent more in the first session than in the second and 10 per cent more than in the third. Why, then, the relatively big per cent of attendance on *quorum* and *yea* and *nay* calls in the first session? We are unable to say. It might be due to the fact, that in first session legislation has not as yet taken sufficiently definite form, so that some Senators attend that otherwise might not, had they known more about the matters in question, and to what extent they were interested as would be more the case of in the second and long session when they might choose not to be present, because of other more pressing matters, at the time, or in which they were more interested. The higher percentage of attendance in the third session than in the second session may be due to the fact that the last session is crowded with much of important legislation, and also that Senators are more on the lookout for the passage of their bills, as it may be their last chance. But as said, we are not certain as to the causes of these general changes in *quorum* and *yea* and *nay* calls. Had we the statistic of several, or of a large number of Congresses with which to make comparisons, it might be possible to determine definitely the causes.

It will be noted also that the (two last line last column of table) attendance of Senators on *yea* and *nay* calls is ten per cent higher than on *quorum* calls. This refutes the idea that Senators desire to avoid recording their vote, but at the same time appear to be present. Yet eight (10 %) Senators (Table 5) show a higher relative attendance at *quorum* than at *yea* and *nay* votings.

TABLE I.
Quorum and *yea* and *nay* calls.

Senate	1st Session	2nd Session	3d Session	All 3 Sessions
<i>Quorum</i> Calls	70	197	124	391
<i>Yea</i> and <i>Nay</i> Calls	92	186	109	387
Answers to <i>Quorum</i> Calls	3705	8830	5978	18,513
Answers to <i>Yea</i> and <i>Nay</i> Calls .	5748	9693	5963	21,391
Percent of attendance at <i>Quorum</i> calls	66	56	60	59
Percent of attendance at <i>Yea</i> and <i>Nay</i> calls	78	65	68	69

Quorum and yea and nay calls and political Divisions

The per cent of attendance of political divisions of the Senate on *quorum* and *yea* and *nay* calls for each session and for all sessions is given in Table II. These percentages are worked out as has been indicated in Table I.

The Democratic and Republican Senators, the Conservative and Progressive Republicans, each and all have a higher percentage of attendance at *yea* and *nay* calls than at *quorum* calls. The Senate as a whole is 10 percent higher in its attendance on *yea* and *nay* calls than in *quorum* calls, as already indicated.

Republican Senators show a higher percentage of attendance on both *quorum* and *yea* and *nay* calls for each session than Democratic Senators, and for all three sessions they are 7 percent higher on *quorum* calls and 11 percent higher on *yea* and *nay* calls than the Democrats. That the majority party attends better, is to be expected, but how much less percent the minority would be expected to have, would depend upon a comparison with other Congresses.

TABLE II.

Sessions	Num- ber	Percent of Attendance			
		1st	2d	3rd	All
<i>Quorum Calls</i>					
Senators	80	66	56	60	59
Democrats	34	60	53	54	55
Republicans	46	71	58	65	62
Conservative Republicans . .	34	70	59	64	63
Progressive Republicans . .	12	72	54	66	61
<i>Yea and Nay Calls</i>					
Senators	80	78	65	68	69
Democrats	34	77	63	63	66
Republicans	46	78	67	72	77
Conservative Republicans . .	34	78	66	68	77
Progressive Republicans . .	12	78	70	80	75

(1) Senators have been omitted in this study, who had been absent a long time, or who had only recently come to the Senate. This left 80 Senators.

Comparing the Progressive Republicans with the Conservative Republicans as to *quorum* calls, the Progressives show higher percentages for the first and third sessions, but for all three sessions the Conservative Republicans lead. As to *yea* and *nay* calls, the Progressive Republicans are distinctly higher for each session except the first, and for all three sessions have a percentage of 75 over against 70 percent, for the Conservative Republicans.

Why the Progressive Republicans should have a lower percentage for *quorum* calls and a higher percentage for *yea* and *nay* calls than the Conservative Republicans, is not clear. It will be noted that the Progressives lead for *yea* and *nay* votings is 5 percent, while the Conservatives lead in *quorum* calls by only 2 percent. Here again the study of the Senate proceedings of many Congresses would make clear whether progressive movements show similar results from general laws or are simply tentative, due to special conditions at the time.

TABLE III.
Attendance at all sessions

Further divisions of Senators	Num- ber	Percent of attendance at	
		<i>Quorum</i> Calls	<i>Yea</i> and <i>Nay</i> Calls
Senators who were business men	17	61	66
Senators who were professional	63	58	69
Chairmen of important Com- mittess	13	66	69
Senate . . . ,	80	59	69
Democrats	34	55	66
Republicans	46	62	77
Conservative Republicans . .	34	63	70
Progressive Republicans . .	12	61	75

Table III gives the percent of attendance at all sessions combined, of Senators who were engaged in some business before entering the Senate, Senators whose occupation was professional

and also Senators who are chairmen of important committees. The second part of the table is a repetition of a part of Table II.

It will be noted, that Senators who were business men have a higher percent (61) of attendance at *quorum* calls, but a lower percent (66) of attendance at *yea* and *nay* calls than Senators who had professional occupations, whose percentages are respectively 58 for *quorum* calls and 69 for *yea* and *nay* calls. If this should be true of the Senates of many Congresses, the explanation might be, that business men are more regular in their work than professional men, and attendance at *quorum* is more a test of regularity than attendance at *yea* and *nay* votings.

As to chairmen of important committees, it will be seen from the table that they show the highest percent (66) of all for attendance at *quorum* calls, but have a comparatively low percent (69) of attendance at *yea* and *nay* calls as compared with the remaining Republicans, whose percent is 77. It is to be remembered, that the chairmen of important committees in this Congress were all Republicans.

*Disposition of bills and resolutions
of the Senate of the 62^d Congress*

Table IV gives a summary of the different kinds of bills and their general history, showing both number and percent introduced, reported, passed Senate and enacted into law and those not acted upon during three sessions of the 62nd Senate.

More than half (53 %) of the bills introduced are pension bills, about one-fifth (21 %) public bills and a few less (18 %) private bills.

About five-sixths (87 %) of the private bills are not acted upon at all; also about two-thirds (64 %) of the public bills and one-half of the pension bills are not acted upon.

Only 2.5 % of private bills and 10 per cent of public bills are enacted into law, but 44 per cent of pension bills become law. In general, more than half (58 %) of all the bills and joint resolutions fail of passage.

That is, summing up this table in a general way, private bills are the most difficult to have enacted into law, public bills come next, then joint resolutions, then pension bills, then concurrent resolutions, and finally the least difficult of all, Senate resolutions.

TABLE IV.

Nature of bills and resolutions	Intro- duced		Repor- ted		Passed Senate		Enacted into law		Not act- ed upon	
	No.	%	No.	%	No.	%	No.	%	No.	%
Private bills	1519	18	184	12	152	10	38	2.5	1335	87
Public bills	1731	21	612	35	527	30	172	10	1129	64
Joint resolutions	152	2	—	—	64	42	37	24	88	57
Pension bills	4388	53	—	—	2191	50	1940	44	2197	50
Concurrent resolutions .	37	0.4	—	—	25	67	21 ^a	56 ^a	12	32
Senate resolutions . . .	475	56	—	—	354	74	—	—	121	26
	8302	100	—	—	3313	39	2208	26	4872	58

a. Concurrent resolutions are deducted from total, to base percentage upon.

Legislative activities and their results

Table V (1) presents the legislative activities and their results in detail of each Senator during the 62^d Congress. The Senators are arranged by number according to their degree of success with their *public* bills. The method of estimating this will be given later (Table IX).

Columns 2 to 11 of Table IX give the number of legislative acts of each Senator which he has started, as introduction of bills (column 2), amendments, motions and petitions (columns 5, 6 and 7). In columns 8 and 9 of table are recorded the number of subjects discussed and number of pages in the Congressional Record, on which remarks of each Senator occur, indicating the scope of subjects and frequency of remarks. In column 10 is given the number of committee reports made by each senator. In column 24 the number of appointments and designations, which are mostly honorary matters. Columns 3 and 4 record the private initiative activities of each Senator, as introduction of private and pension bills.

(1) For Table V, cfr. pages 151-152 of the N. 2 of the 1st Volume of « Metron ».

The first part of the table, columns 2-10 and 24 deals with the initiative legislative activities of each Senator. But the second part of the table (columns 11-23) presents the results of this initiative activity: that is the number of each Senator's public bills and joint resolutions reported, passed Senate or enacted into law (columns 12, 13, 14, 15 and 16); concurrent and Senate resolutions agreed to (columns 17, 18). Also the results of private legislative activities of each Senator are noted in columns 20 to 24.

In columns 25, 26 and 27 will be found the per cent of attendance of each Senator at *quorum* calls, *yea* and *nay* votings, and the per cent of the two combined.

Column 28 gives the number of units of value for the results (or success) of each Senator in his public legislative activity, according to which he is arranged in the table, number 1 having the highest and number 80 the lowest standing.

In column 29 are presented the number of units of value for results (or success) in the private legislative activity of each Senator, and in column 30 are given the units of value for both public and private legislative activity combined for each Senator. The method of estimating these units of value is given under Table IX.

A general impression from inspection of Table V is the smallness of the figures under «results» (success) of legislative activity (columns 11-23) as compared with the figures in columns 2 to 10, dealing with initiative legislative activity. But this is what might be expected since from Table IV we have seen that 58 per cent of matters initiated practically receive no attention.

Frequency of remarks in the congressional record.

In Table VI are given the number of pages in the Congressional Record on which remarks occur of Democratic, Republican, Progressive Republican and Conservative Republican Senators, with their averages. All figures in this table are based upon those in column 9, Table V. The highest average (242) is that of the Progressive Republicans which may illustrate the general truth, that those who are the most aggressive for reform or change of methods or of conditions, must talk the most frequently; thus the average frequency of remarks for the Conservative Republicans is only 167 as compared with 242 of the Progressive Republicans.

Next to the lowest average for frequency of remarks in the Congressional Record is that of the Democrats, who were the

minority party. But the minority does not consider itself responsible for legislation, and has less interest in it, and generally less need to talk.

TABLE VI.

Some divisions of Senators	Number	Number of pages in Congressional Record on which remarks occur. Average.	
Democrats	34	4698	138
Republicans	46	8622	187
Progressive Republicans	12	2914	242
Conservative	34	5708	167
With university education	20	5662	233
" college "	38	5591	147
" common school education	22	3067	139
Business men	17	1925	113
Professional men	63	11395	130
Chairmen of important Committees . . .	13	2807	215

The best educated speak the most frequently in the Senate.

In Table VI, the Senators are also classified according to their educational opportunities, as those with (1) university, (2) collegiate, and (3) common school education. Those best educated talk most frequently showing an average of 233, and those with only a common school education showing the lowest average 139. In general, the frequency of remarks in the Congressional Record varies according to the degree of education. The fact that professional men average (180) much higher than business men, whose average is 113 (the lowest of all) confirms this statement. Business men talk the least probably for two reasons; first they are not as well educated as other Senators, and second, the habits of business life tend to action rather than talk.

The chairmen of important committees whose average is 215, stand third for frequency of remarks, due probably to the necessity of speaking often and answering questions, when in charge of the committee bills on floor of the Senate.

Previous life of Senators.

Table VII presents a summary of details as to lives of Senators before entering the Senate, as given by the Senators themselves in the Congressional directories for the 62^d Congress.

Beginning with the first line of the table, we note that more than half of the Senators (67 per cent) were reared in the country, 33 per cent being reared in the city. As to education, the largest number (47 per cent) had received a collegiate training, 28 per cent had only been in the common school and 25 per cent had university training. Under the head of « Occupation », it will be seen that the great majority (71 per cent) were lawyers. Distinguishing between business and professional life, 21 per cent belonged to the former and 79 per cent to the latter.

TABLE VII.

Life of senators previous to entering the Senate.

	No.	%			No.	%
Reared in City	26	33	<i>In Public office:</i>			
Reared in country	54	67	Experience	48	60	
<i>Education:</i>			No experience	32	40	
University	20	25	<i>Political Honors</i> ²			
Collegiate	38	47	Senators receiving them .	34	42	
Common School	22	28	Senators without them .	46	53	
<i>Occupation:</i>			<i>Legislative Service:</i>			
Lawyers	57	71	In H. of R.	26	32	
Bankers	7	8	In State Legis	36	45	
Farmers	6	7	<i>Executive Service:</i>			
Teachers	13 ¹	16	Governors	23	28	
Miscellaneous	13 ²	16	Members of Cabinet . .	2	—	
<i>Business Life</i>	17	21	U. B. Dept. Service . .	8	10	
<i>Professional Life</i>	63	79	Prosecuting Attorneys .	17	21	
<i>Legislative Experience:</i>			Mayors	3	—	
With	51	64	<i>In Army and Navy</i> . . .	9	11	
Without	29	36	Both legislative and Exe- cutive experience . . .	23	28	
Severe Political defeats . .	12	15	Judges	6	7	

(1) Some Senators report several occupations.

(2) Delegates to National Convention, etc. Same honors given in Senate.

A distinct majority (64 per cent) had legislative experience, before entering the Senate, and as many as 32 per cent had served in the House of Representatives, which, as we shall see later, is a valuable preparation for the Senate. Fifteen per cent had suffered previous serious political defeats. Some of the best Senators were among this number.

A good majority of Senators (60 per cent) had experience in public office. The 42 per cent of Senators receiving political honors as delegates to the National Convention, are usually strong party men. As seen from the table under the head of «Executive service», a relatively large number of Senators, 28 per cent, have been Governors of their States, before entering the Senate, furnishing the Senator with a practical knowledge of the wants of his State. It would be interesting to know if such Senators hold their seats in the Senate longest. This step from Governor to Senator is a frequent one. Another good practical preparation for the Senate (also frequent) is experience as District Attorney, then membership in the House of Representatives and finally coming to the Senate. This is indicated from the fact, as seen from the table, that 21 per cent of the Senators have been practicing attorneys and 32 per cent members of the House of Representatives.

Democrats and Republicans compared.

It may not be without interest to make a few comparisons of a psychological and educational nature between the Democratic and Republican Senators, as shown in Table VIII.

TABLE VIII.

	No.	%
Democrats born in the city	9	26
" " country	25	74
Republicans born in the city	17	37
" " country	29	63
Democrats who are business men	5	14
" " professional men	29	86
Republicans who are business men	12	26
" " professional men	34	74
Democrats with university training	12	35
" " who have college training	13	38
" " common school training	9	27
Republicans with University training	8	17
" " College	25	54
" " common school training	13	29

Of the Democratic Senators, 74 per cent were reared in the country, as over against 63 per cent of Republicans; 86 per cent of Democrats are professional men and 26 per cent business men; that is about 10 per cent more Democrats than Republicans were reared in the country, and also about 10 per cent more Democrats than Republicans are professional men. While the Democrats greatly excel the Republicans in university training (35 per cent over against 17) the Republicans excel the Democrats in college training (54 per cent over against 38).

Estimate of Legislative Success.

As seen from Table IX, private bills were the most difficult to have acted upon in this Congress. Whether this be true generally could only be determined by a study of many Congresses; only $2\frac{1}{2}\%$ of private bills were enacted into law. If we take the private bills as a criterion and let $2\frac{1}{2}\%$ equal 100 units of value, then dividing $2\frac{1}{2}\%$ by the different percents for the different classes of bills, we will have a scale of evaluation based upon the actual results obtained, that is a scale which is not arbitrary. This scale is presented in the second part of Table XI.

TABLE IX.

Percentages and scale of units.

	Per cent reported	Per cent passed Senate	Per cent became law	Scale for		
				Reported	Passed Senate	enactment into law
Private bills	12	10	$2\frac{1}{2}$	20	25	100
Public bills	35	30	10	7	8	25
Joint Resolutions . . .	—	42	24	—	6	10
Pension Bills	—	50	44	—	5	6
Concurrent Resolutions .	—	67	56	—	3	4
Senate Resolutions . .	—	74	—	—	2	—

Thus, if every private bill passed counts 100; as 10 per cent of public bills were enacted into law, then every public bill enacted into law will count 25; as 24 per cent of joint resolutions passed, each joint resolution passed will count 10. That is,

the more difficult it is to have action taken on any class of bills, the more that action counts in the scale.

Let us now, as an example, work out the standing of Senator No. 1, the highest of all as recorded in Table V. Beginning with column 11 we note that Senator No. 1 was successful in having 23 public bills, introduced by him, reported out of Committee only; if we revert to scale of values in the second part of Table IX, we find that each public bill reported out only, counts 7, making 23 bills reported out, 161 units of values, based upon our standard of 100 units of values for every private bill enacted into law, as already explained.

Column 14 of Table V shows that 44 of the public bills introduced by Senator No. 1 passed the Senate only. Reverting the the scale in Table IX, we find that each public bill which passes the Senate counts 8, making for 44 bills, 352. Column 13 of Table V gives 14 public bills of Senator No. 1 enacted into law; reverting to the scale in Table IX, we find that each public bill enacted into law counts 25, so that 14 bills would make 350. Column 14 gives 2 joint resolutions as passing Senate only; according to the scale, each joint resolution passing Senate only, counts 6, making 12. Column 15 shows 4 joint resolutions were enacted into law; according to the scale each joint resolution enacted into law counts 10, making 40. Column 16 gives one concurrent resolution agreed to in Senate only which, according to the scale makes 3. Column 18 gives 25 Senate resolutions agreed to which according to scale (each counting 3) makes 75. Adding all these results as follows:

Public bills reported out :	$23 \times 7 = 161$
" passed Senate only :	$44 \times 8 = 352$
" enacted into law :	$14 \times 25 = 350$
Joint resolutions passed Senate only :	$2 \times 6 = 12$
" enacted into law :	$4 \times 10 = 40$
Concurrent resolutions passed Senate :	$2 \times 3 = 3$
Senate resolutions agreed to :	$15 \times 3 = 75$
	993

We have a total number of units of values for the public legislative results or success of Senator No 1, which is 993. The results for each Senator have been worked out in a similar way

for success in private legislative activity (column 29, Table V) and for both public and private combined (column 30, Table V).

Difficult to estimate a Senator's Standing.

The difficulties of estimating the standing of a Senator for legislative success by any scale, are evident at once, and naturally produce skepticism. However, the attempt here is at best intended to be only approximate, that is the difference of a few units between Senators would have little or no significance, but if it were a larger number it would have a certain weight. If, from a study of several Congresses, a Senator were shown to have relatively a similar standing, this would strengthen the value of the estimate.

The tacit assumption in this whole study is, that all organizations of men, especially those of long standing and still more particularly those that result from competitive methods are not haphazard, but act according to laws, most of all of which are yet unknown. But the acts of the Senate as a whole are not accidental, but also work according to laws yet unknown. These, like all other laws, will be discovered not only through extensive, but more especially by scientific intensive study. Leading historians assume that the movements of history, including that of each nation, go by as yet unknown laws. If this be true, this power of law naturally controls all subordinate organizations, until it finally reaches the individual, who is the unit of the social organism. The scientific study of the individual shows that the effects upon him of both heredity and environment are also based upon laws, of which we know very little.

TABLE X.

Political Divisions	Number	Number of units for public legislative success.	
		Total	Average
Democrats	34	2603	76
Republicans	46	7115	256
Progressive Republicans . .	12	1514	116
Conservative Republicans. .	34	5701	167
Democrats 2603 + 50 % .	34	3904	114

Table X gives an estimate of the political divisions of Senators as to their success in public legislative activity. This estimate is made according to the scale given in the second part of Table IX. In the third column of Table X are given the total number of units of success for each of the political divisions; this total divided by the number of Senators in each political division gives the averages. As will be noted, the Democrats, who were the minority party in this Congress, average 76, being nearly 50 per cent less than 156, which is the average for the Republicans.

There are obvious reasons for this great difference in successful legislative activity between the Democrats, or minority party, and the Republicans, or majority party. The majority party have all the important chairmanships; the majority party are held responsible for the legislative program and naturally desire to have charge of the bills, especially those which seem to have some chance of passing. This goes so far sometimes, that if a minority member has worked out and introduced such a bill, a majority member introduces the same bill. For it is not considered good politics to have popular bills passed which bear the names of minority members. Such cases, however, are very infrequent and are only mentioned to illustrate how jealous the majority party are of their control of legislation.

Since for these and other reasons connected with the prestige of the majority party, the minority are at great disadvantage, and since they average 50 per cent less (76) than the majority (156) in successful public legislative activity, and assuming this to be an average or normal Congress, it would seem just, in order to offset such disadvantages, to allow the minority 50 per cent increase. In all further estimates of public legislative success, therefore, we will add to the standing of each Democrat 50 per cent of his units of value. These units of value are given in Table 5, column 28. Thus, Senator No. 12, for instance, has 188 units of value; adding 50 per cent of 188, to 188 makes 282, as his standing for success in public legislative activity.

Table XI gives the standing for success in public legislative activity of Senators who were business men, professional men, chairmen of important committees (all Republicans) and remaining Republicans; also the degree of success of Senators reared in the city as compared with those reared in the country.

TABLE XI.

Divisions of Senators	Number	Average units for public legislative success
Business men	17	106
Professional men	63	144
Chairmen of important Committees .	13	208
Ramaining Republicans	33	138
Senators reared in the city . . .	16	130
Senators reared in the country . .	54	143

From the last column of the table, it will be seen that professional men as Senators are more successful in their public legislative activity than Senators who were business men, showing an average of 144 over against 106. This is to be expected as professional men, especially lawyers, are better equipped. The average of 208 for chairmen of important committees is very high as compared with that of the remaining Republicans, which is 138. This may be partially due to the fact, that the chairmen sometimes introduce public bills for the Committee, rather than for themselves. Still, the fact of being a chairman of an important committee is a credit.

Previous service in House of Representatives

Taking all the Senators, who have served in the House of Representatives, and considering their average for successful public legislative activity, we find it to be 177. This suggests the beneficial influence upon Senators of having had service in the House of Representatives, previous to entering the Senate. For if we consider in contrast with this the average 119, which is that of Senators without previous legislative experience of any kind, the significance of the high average of 177 is evident.

Working out in a similar manner the average for Senators who have received political honors, as delegates to a National Political Convention, we find their average to be 143, which is

relatively high. As these Senators are usually strong party men, there is no indication that their interest in politics as such, affects their faithfulness work in the Senate.

Education and legislative activity.

Table XII gives the average standing for success in public legislative activity of Senators with university education as compared with Senators having merely a common school training. It will be seen that the degree of success in both public and private legislation varies inversely with education, that is, the better educated the Senator, the less his success in legislative activity.

TABLE XII.

Senators divided according to educational qualifications.	No.	%	Average units of value for results of legislative activity		
			Public	Private	Both
Senators with university education	20	25	124	142	266
Senators with college education	38	47	130	186	416
Senators with common school education	22	28	184	186	470

This does not mean, of course, that education necessarily has anything to do with this result as a *cause*. There are many other things in the character of the men themselves that might act as causes. It may be said, however, that education sometimes tends to make men more reserved in their opinions and so less aggressive and intense in action.

Conclusion as to the Senate of the 62^d Congress

While the following conclusions apply only to the Senate of the 62^d Congress, they nevertheless create a presumption in favor of their application to other Congresses. If, upon investigation of the Senates of a large number of Congresses, these conclusions prove applicable with some modifications that might be expected, their general truth might be established. But at present they must be held as tentative.

A further advantage in the study of many Senates would be sub-classifications of Senators made possible on account of larger numbers, furnishing a statistical basis for additional analyses. Such study might not only cause some rules of Congress to be changed, but also serve as a basis for better legislation.

1. The Senate of the 62^d Congress may be called a normal Senate.
2. Senators attend *quorum* and *yea* and *nay* calls better the last and 3^d sessions than in the 2nd session of Congress.
3. The Senate, on a whole, is 10 per cent higher in its attendance on *yea* and *nay* calls than on *quorum* calls, refuting the idea that Senators as a class avoid voting.
4. Progressive Republicans show a higher per cent of attendance on *yea* and *nay* calls, but a lower per cent on *quorum* calls, than Conservative Republicans.
5. Senators who are business man attend *quorum* calls more, but *yea* and *nay* calls less, than Senators who are professional men.
6. Chairmen of important committees have the highest per cent of all for attendance at *quorum* calls.
7. Private bills are the most difficult to enact into law (2.5 per cent), public bills come next (10 per cent), then in their descending order come pension bills, concurrent resolutions, which are the least difficult.
8. In general, more than half of the legislation initiated in the Senate receives little or no attention.
9. As to frequency of remarks on the floor of the Senate, the Progressive Republicans have the highest average.
10. The frequency of remarks on the floor of the Senate varies according to degree of education. This is confirmed by the fact that:
11. Professional men average much higher than business men in their frequency of remarks on the Senate floor.
12. The great majority of Senators (79 per cent. are professional men as distinguished from business men (21 per cent); and a large majority (67 per cent) were reared in the country.

13. While the Democrats exceed the Republicans in university education, the Republicans excel the Democrats in college training.

14. Senators without previous legislative experience are less successful in legislation.

15. Senators who are strong party men do not allow their political interests to affect their faithfulness in senatorial duties.

MARCELLO BOLDRINI - ALDO CROSARA

Sull'azione selettiva della guerra fra gli studenti universitari italiani

I. — In un articolo pubblicato in questa stessa rivista (1) CORRADO GINI, dopo aver riconosciuto nelle doti individuali il criterio principale a cui conviene rifarsi nella pratica per giudicare del valore eugenico di una persona, ha molto bene additato il mezzo pratico per la valutazione sintetica di quelle, nella considerazione sociale goduta, la quale si traduce normalmente in successo nella carriera entro alla sua categoria professionale.

A questa stregua, l'individuo eugenico è colui che riunisce prevalentemente in sè un complesso di qualità che, da una data popolazione, in un dato momento storico sono tenute in speciale considerazione, e che danno normalmente origine al successo il quale le mette in evidenza.

Il guerriero forte e coraggioso della tribù selvaggia; l'uomo astuto e intraprendente della fine della Repubblica e dell'Impero romano; la persona dall'ingegno scintillante e dalla parola forbita e mordace durante l'enciclopedismo; il campione degli *sports* ai nostri giorni, ecco altrettanti ideali eugenici dei diversi popoli, che, nei varî tempi, si sono ammirati e onorati negli individui, e che si è cercato di diffondere, in vista di migliorare le qualità delle stirpi.

La possibilità di questa diffusione presuppone, naturalmente, l'ereditarietà dei caratteri individuali, che non è perfetta, ma, entro certi limiti, costituisce un fatto bene accertato.

Se ben si guarda in fondo a queste, come ad altre concezioni storiche dell'individuo eugenico, vi si riconoscono facilmente caratteristiche comuni. Possiamo dire che ogni popolo e ogni tempo ha sommamente apprezzato ed apprezza l'uomo di alte doti fisiche,

(1) C. GINI. *La guerra dal punto di vista dell'eugenica.* « Metron », a. I, n° 4, 1921, pp. 92-122.

intellettuali e morali, che riunisce, cioè, qualità le quali raramente si riscontrano nella stessa persona, e che ha considerato e considera la diffusione di quelle qualità come la misura del valore eugenico della stirpe. Così i greci erano fieri dello splendore intellettuale che s'irradiava da loro in tutto il mondo, ed i Galli si vantavano della loro vigoria fisica.

2. — In base a queste premesse, è facile intendere come si possano studiare le condizioni eugeniche di una popolazione e le variazioni che vi intervengono col variare delle circostanze, in base alla frequenza, nei successivi tempi, degli individui eminenti nelle singole categorie professionali e quindi come la nozione di eugenicità si risolva in una questione statistica; in particolare si potrà studiare l'influenza eugenica della recente guerra sulle varie categorie di popolazione che vi hanno partecipato, esaminando le variazioni della frequenza delle persone eugeniche — giudicate tali in base a manifestazioni da determinarsi — a cui la guerra avesse eventualmente dato luogo.

Limitiamoci in questo studio a prendere un gruppo omogeneo di persone, per le quali l'influenza delle condizioni di allevamento sui caratteri individuali si può praticamente considerare uniforme, come gli studenti delle università.

Ci potremo domandare se, a causa del servizio militare, i migliori fra essi siano morti in una proporzione uguale, o diversa dalla frequenza con cui essi entrano a far parte del gruppo a cui appartengono.

È chiaro che si dovrebbe concludere per una influenza nulla, oppure per una influenza eugenica, o disgenica della guerra, rispetto al carattere «attitudine scolastica», nel caso che la morte avesse colpito gli studenti migliori in una proporzione uguale, minore o maggiore di quanto sarebbe avvenuto, se la morte avesse scelto le sue vittime fra gli studenti morti, in base al puro caso.

E, siccome la diversa frequenza degli individui migliori nei vari gruppi si può desumere dalla media delle misure individuali dell'attitudine scolastica adottate e dalla loro variabilità, lo studio dell'azione eugenica o disgenica della guerra fra gli studenti, rispetto al carattere attitudine scolastica, richiede anzitutto l'adozione di uno o più criteri di misura.

3. — Come indici dell'attitudine scolastica possono assumersi diversi dati che comprendano il successo riportato dagli studenti nella loro carriera e precisamente :

a) l'età, nell'ipotesi che, a parità di altre circostanze, i migliori arrivino più giovani ai vari corsi di studio. Questo indice è certamente più imperfetto dei due seguenti in quanto dipende non lievemente dalla volontà dei genitori di far iniziare i corsi elementari ai loro figli in una data età e di farli passare alle scuole medie dalla IV o dalla V elementare, e dalla precocità degli studenti stessi nei primi anni, che è carattere diverso dalla attitudine scolastica per quanto spesso a questa connesso.

b) Il numero degli esami sostenuti con esito favorevole.

c) La media delle classificazioni raggiunte in tali esami espressa in trentesimi.

Resta la questione fino a qual punto l'attitudine scolastica possa riguardarsi come un indice del futuro successo nella vita e quindi come un carattere eugenico. Studi compiuti nel laboratorio del PEARSON attestano precisamente che, almeno per la popolazione inglese, vi è una notevole connessione tra i due caratteri. E probabile che questa conclusione abbia un valore generale. Della verità di essa si dimostrano persuasi industriali ed istituti di credito che si rivolgono ai politecnici e agli istituti superiori di commercio per avere i nomi degli allievi che hanno fatto migliore riuscita nella carriera scolastica al fine di reclutare da essi il loro personale.

La ricerca, suggerita dal GINI, che già l'ha annunciata nell'articolo ricordato più sopra, si basa sullo spoglio dei registri delle università di Cagliari e di Padova; per Padova esso fu eseguito personalmente da uno di noi (CROSARA), per Cagliari esso fu eseguito dallo studente ATZORI.

4. — Per eliminare, fin che possibile, l'influenza dei fattori estranei, che durante la guerra turbarono differentemente, per vari gruppi di studenti, il corso degli studi e i risultati ottenuti, la ricerca è stata arrestata all'anno 1914, cioè a prima che una parte degli studenti si fosse allontanata dalle Università, a causa della mobilitazione.

Per l'università di Padova, l'indagine è stata limitata agli studenti nuovi immatricolati nel 1913-1914, e a coloro che, in quel periodo, frequentavano il secondo corso di giurisprudenza, di lettere e d'ingegneria o il secondo e terzo corso di medicina. La ragione della limitazione è nel fatto che i registri universitari raramente contenevano notizie esatte sul servizio militare di coloro i quali, alla fine della guerra, già da troppo tempo avevano

finito i loro corsi ed avevano cessato di essere studenti. Per l'Università di Cagliari, invece, dato l'ambiente più ristretto in cui funziona, era da attendersi che le annotazioni sull'esito del servizio militare dei vecchi allievi fossero esatte, e tale impressione era avvalorata dalle assicurazioni avute dal personale della Segreteria: perciò furono considerati tutti gli iscritti dell'anno scolastico 1913-1914.

Dalla rilevazione sono stati esclusi, a Padova almeno, gli studenti che, per ragioni di sesso o di nazionalità, non potevano appartenere all'esercito italiano, e si è tenuto conto, così a Padova, come a Cagliari, delle sole classificazioni riportate negli esami superati, perchè non di rado, per gli esami sostenuti con esito sfavorevole, manca l'assegnazione dei punti di merito, e perchè, d'altra parte, il punto assegnato allo studente bocciato, data la sua nessuna influenza sulla carriera scolastica, vien dato generalmente senza soverchia ponderazione. Alla *lode*, che esige da parte di tutti i commissari un giudizio dell'esame superiore a quello classificato col 10, venne fatto corrispondere il punto 33.

5. — Il numero degli studenti che formano oggetto delle nostre ricerche è indicato nella tabella seguente. Distintamente per le due università, per le diverse facoltà e per i vari corsi, gli studenti sono divisi in tre gruppi: studenti che morirono in guerra; studenti che prestarono servizio militare ma sopravvissero; studenti che non prestarono servizio militare.

Va notato che su 441 studenti di Padova, solo 34, pari al 7.7 per cento, non prestarono servizio militare; nell'Università di Cagliari, invece, su 182 studenti, ben 115, pari al 63.2 per cento, figurerebbero di non aver mai prestato servizio militare. Anche tenendo conto della piccola statura media dei sardi e delle numerose esenzioni dal servizio militare dovute a questo carattere, è difficile escludere il sospetto che, anche nei registri dell'Università di Cagliari, contrariamente alle assicurazioni date dalla Segreteria, siano state omesse, talora, le annotazioni sul servizio militare degli allievi, specialmente per quelli che, nel 1913-1914, frequentavano i corsi superiori. Ci conferma in questo sospetto l'osservazione che fra gli studenti dei primi tre corsi di medicina e dei primi due corsi delle altre facoltà, su 101 studenti, solo 36, pari al 35.6 per cento, non avrebbero prestato servizio militare. Di qui la necessità di prestare maggior fiducia ai dati relativi agli studenti dei primi anni di corso, per i quali è probabile che le notizie siano più complete e sicure.

TABELLA I.

Università di Padova										Università di Cagliari										
Facoltà di giurisprudenza	Facoltà di medicina					Facoltà di scienze					Facoltà di farmacia	Corso di farmacia								
	Facoltà di lettere	Facoltà di ingegneria	Facoltà di giurisprudenza	Facoltà di medicina	Facoltà di scienze															
1	II	III	IV	I	II	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II	
Studenti morti in guerra	5	6	5	6	3	3	1	3	6	4	2	2	1	—	1	—	—	—	—	—
Studenti militari che sopravvissero	55	51	64	58	49	12	17	26	57	16	12	4	—	13	6	—	6	1	4	—
Studenti che non furono militari	10	10	—	1	—	5	5	4	2	1	10	18	31	3	—	2	6	6	3	16
TOTALE	70	67	69	65	52	30	55	20	13	18	24	21	32	16	7	2	12	7	4	15

Tra questi dati però sembrano ancora sospetti quelli relativi al primo biennio di scienze, i quali mostrerebbero che una gran parte degli studenti non prestò il servizio militare. Per questi può dubitarsi che non siano state escluse le donne, che in tale facoltà sono numerose.

6. — Dalla tabella seconda risulta l'anno medio di nascita degli studenti delle due università divisi nei gruppi precedentemente indicati. Sono stampate in corsivo le medie relative ai gruppi che risultano più giovani.

Non sembra di poter affermare una tendenza sistematica dei vari gruppi rispetto all'età media. I morti in guerra sono più spesso, in media, i più giovani; ma gli studenti che non furono militari sono più spesso più giovani degli studenti che prestarono servizio militare e sopravvissnero. C'è da ritenere, tuttavia, che le differenze, distribuite come sono in maniera affatto irregolare, dipendano dal numero sovente scarso di osservazioni su cui le medie sono fondate anzichè da differenze nel grado di attitudine scolastica, dato che l'età alla quale si giunge a un certo corso di studi, ne possa essere una espressione adeguata.

Questa conclusione è confermata dell'esame separato dei dati per Padova e per Cagliari (i quali ultimi, però, come si è visto, sono più malsicuri) che non sono tra loro concordanti, in quanto per Padova risulterebbero più spesso più giovani i morti in guerra e per Cagliari invece coloro che non hanno fatto servizio militare.

7. — Parrebbe di giungere a miglior risultato, osservando il numero medio degli esami sostenuti dalle varie categorie di studenti al quale si riferisce la tabella III, in quanto nella maggior parte dei casi il numero medio degli esami sostenuti con esito favorevole dagli studenti che non furono militari è superiore così a Cagliari, come a Padova, a quello degli esami sostenuti dagli studenti che furono militari e morirono oppure non morirono in guerra.

Prima di arrestarci su queste conclusioni è bene però esaminare l'ultimo e meno imperfetto indice dell'attitudine scolastica.

8. — È certo più corretto infatti assumere come misura dell'attitudine scolastica la media delle classificazioni riportate negli esami superati.

Il punto, in fondo, è la misura diretta più semplice dell'attitudine scolastica e della preparazione specifica dello studente che si

TABELLA II.

	Università di Padova													
	Facoltà di giurispru- denza		Facoltà di medicina			Facoltà di lettere		Facoltà di ingegneria		Facoltà di giurisprudenza				
	I	II	I	II	III	I	II	I	II	I	II	III	IV	
Studenti morti in guerra . . .	1895.6	1891.8	1893.2	1892.0	1892.0	1894.3	1893.0	1894.7	1893.0	1894.0	1892.0	1891.0	1890.0	
Studenti militari che sopravvissero	1893.2	1891.5	1893.4	1892.1	1891.0	1894.0	1892.0	1894.0	1892.6	1893.1	1892.2	1888.0	—	
Studenti che non furono militari .	1892.5	1892.6	—	1893.0	—	1889.6	1890.2	1889.0	1893.0	1894.6	1891.9	1889.0	1887.9	*

Università di Cagliari

Facoltà di medicina						Facoltà di scienze		Facoltà di farmacia				Corso di farmacia			
I	II	III	IV	V	VI	I	II	I	II	III	IV	I	II	III	IV
—	1894.0	—	—	—	—	1893.0	1891.0	—	—	—	—	—	—	—	—
91.5	1891.3	—	1889.3	1885.0	1885.0	—	—	1893.0	—	—	—	—	1892.0	—	—
92.0	—	1892.5	1889.2	1888.3	1885.3	1893.9	1892.9	1891.0	—	—	1889.0	1889.0	—	1884.0	1872.0

TABELLA III.

	Università di Padova						Università di Cagliari																	
	Facoltà di giu- rispru- denza	Facoltà di medicina	Facoltà di lettere	Facoltà di inge- gneria	Facoltà di giurispru- denza	Facoltà di medicina	Facoltà di scienze	Facoltà di farmacia	Corso di farmacia	Corso di farmacia	Corso di farmacia	Corso di farmacia												
	I	II	I	II	III	I	II	III	IV	V	VI	I	I	II	III	IV	I	II	I	II	III	IV		
Studenti morti in guerra	2.6	4.0	1.8	3.0	5.3	1.0	7.0	2.7	7.8	6.0	5.5	6.5	2.0	—	4.0	—	—	—	2.0	5.0	—	—	—	
Studenti militari che sopravvissero . .	1.5	4.5	1.7	3.3	5.4	2.0	6.7	2.0	6.9	3.7	6.6	2.0	—	4.2	3.8	—	7.8	8.0	5.0	—	4.0	—	—	
Studenti che non furono militari . .	1.2	5.6	—	5.0	—	2.8	8.0	3.0	9.0	6.0	7.1	5.9	6.1	1.3	—	5.5	8.8	11.5	22.3	3.0	8.0	1.0	—	7.0

sottopone all'esame. Se gli esaminatori potessero giudicare in base a criteri più rigidi e in un tempo più lungo di quanto è loro consentito, e se gli studenti dedicassero alla preparazione degli esami le migliori risorse della loro intelligenza, la media dei punti ottenuti da ogni studente sarebbe indubbiamente una misura ottima delle sue qualità intellettuali.

In pratica, un complesso di circostanze fa sì che la media dei punti sia lontana dal rappresentare esattamente tale misura; ma, se si pensa che queste circostanze perturbatrici non possono avere influenza sistematicamente diversa per i tre diversi gruppi di studenti che ci interessano, si potrà ammettere che l'imperfezione della misura adottata eserciti un'influenza casuale tanto per i morti, quanto per i militari sopravvissuti e per i non militari, la quale tende ad eliminarsi nella media relativa al complesso delle osservazioni di ciascun gruppo.

Le medie delle classificazioni riportate dagli studenti dei vari gruppi, sono indicate nella tabella seguente.

A Padova le medie superiori sono distribuite presso che egualmente fra i tre gruppi, a Cagliari invece esse appartengono più spesso al gruppo degli studenti che non furono militari.

Ma se, calcoliamo la media generale delle classificazioni riportate, otteniamo dati che non concordano con tale risultato,

	Padova	Cagliari
	N. media dei punti	N. media dei punti
Studenti morti in guerra	38 23,82	9 26,15
Studenti militari che sopravvissero (a)	379 24,04	58 26,74
Studenti che non furono militari (b) .	34 25,30	115 25,95
<i>a + b</i>	413 24,18	182 26,22

La media generale risulta a Padova superiore per gli studenti che non furono militari e a Cagliari per gli studenti che fecero il servizio militare e sopravvissero. Le differenze, d'altra parte, e soprattutto a Cagliari, sono tenui. I risultati sono per giunta discordanti per le due Università. La sola conclusione autorizzata pare dunque che l'attitudine scolastica media non presenta sensibili differenze sistematiche dall'uno all'altro dei gruppi considerati.

9. — Ma, come è stato detto da principio, oltre che della media generale di tutte le classificazioni riportate dagli studenti di ciascun gruppo, è necessario di tener conto della variabilità delle

TABELLA IV.

	Università di Padova														
	Facoltà di giurisprudenza			Facoltà di medicina			Facoltà di lettere		Facoltà di ingegneria		Facoltà di giurisprudenza				
	I	II	I	II	III	I	II	I	II	I	II	III	IV		
Studenti morti in guerra	25.8	22.9	24.5	23.5	24.1	25.0	26.7	20.9	23.1	30.7	27.1	26.5	25.5		
Studenti militari che sopravvissero	23.8	24.4	24.7	24.4	24.1	27.5	25.7	22.6	22.6	27.6	26.4	24.0	—		
Studenti che non furono militari	24.9	25.3	—	21.7	—	26.6	26.9	23.3	22.9	29.8	27.5	27.1	24.6		

Università di Cagliari

Facoltà di medicina						Facoltà di scienze		Facoltà di farmacia				Corso di farmacia			
	II	III	IV	V	VI	I	II	I	II	III	IV	I	II	III	IV
	28.8	—	—	—	—	23.5	19.8	—	—	—	—	—	—	—	—
9	25.0	—	27.0	24.7	18.6	—	—	23.5	—	—	—	—	26.0	—	—
10	—	28.8	26.8	26.9	25.4	27.9	24.8	28.0	—	—	27.8	18.0	—	21.2	18.0

medie delle classificazioni individuali. Solo in base allo studio della variabilità è possibile decidere, in fatti, se la composizione dei tre gruppi, rispetto alle classificazioni di scuola, è sempre la stessa o no; se, ad esempio, la morte in guerra abbia particolarmente colpito i migliori e i peggiori dal punto di vista della attitudine scolastica e risparmiato gli individui mediocri. Supposizione che pare ragionevole, se eroe può essere ugualmente Parsifal « il puro folle » come Ulisse « dai molti accorgimenti ».

Diciamo, senz'altro, che l'ipotesi non pare si verifichi nel caso che ci interessa. Nella tabella seguente sono date le differenze medie, calcolate per le medie delle classificazioni individuali dei vari gruppi di studenti delle due Università.

TABELLA V.

	Studenti morti in guerra		Studenti militari che sopravvissero		Studenti che non furono militari	
	Nº degli studenti	Δ	Nº degli studenti	Δ	Nº degli studenti	Δ
Padova :						
I anno di giurisprudenza .	5	5.10	37	4.47	7	4.00
II » » . . .	4	3.38	44	4.63	9	5.02
I anno di medicina . . .	3	3.58	56	3.43	—	—
II » » . . .	6	5.00	54	3.69	—	—
III » » . . .	3	2.13	46	2.96	—	—
I anno di lettere , . ,	3	4.00	11	4.13	5	1.86
II » » , , ,	—	—	6	3.74	5	4.34
I anno di ingegneria . .	3	2.25	19	3.15	—	—
II » » . . .	6	3.01	57	2.89	—	—
Cagliari :						
I anno di giurisprudenza .	—	—	16	2.67	—	—
II » » . . .	—	—	11	2.58	10	3.41
III » » . . .	—	—	—	—	18	2.79
IV » » . . .	—	—	—	—	31	3.04
I anno di medicina . . .	—	—	9	4.79	—	—
II » » . . .	—	—	6	4.33	—	—
IV » » . . .	—	—	6	5.27	6	2.99
V » » . . .	—	—	—	—	6	5.31
VI » » . . .	—	—	—	—	3	0.73
I anno di scienze . . .	—	—	—	—	16	2.79
II » » . . .	—	—	—	—	12	3.21

Le tre serie di differenze medie sono quanto mai incomplete, ma esse sembrano autorizzare la conclusione che neppure per ciò che concerne le variabilità vi è tra i gruppi di studenti una evidente differenza sistematica.

Per modo che, anche questo risultato negativo, si somma agli altri raggiunti precedentemente, fino a un certo punto confermandoli e ricevendone conferma a sua volta.

10. — Ma, se le nostre ricerche non ci autorizzano ad ammettere nessuna relazione fra la carriera scolastica e la posizione degli studenti rispetto al servizio militare, possiamo noi per questo escludere una influenza selettiva della guerra rispetto al carattere intelligenza? Possiamo, insomma, sulla base dell'esperienza degli studenti ritenere che la guerra abbia colpito indifferentemente, a caso, cioè, tanto le persone di ingegno, come i mediocri e i deficienti? Sarebbe andar troppo lontano, volerlo affermare in maniera decisa.

I risultati ottenuti sembrano però autorizzare ad escludere che, dal punto di vista pratico — che è poi il solo interessante — si possa parlare di una importante azione disgenica della mortalità di guerra, rispetto al carattere attitudine scolastica, presso un gruppo omogeneo di popolazione, come quello degli studenti universitari italiani.

Questa conclusione concorda con quella a cui nell'articolo citato è pervenuto il GINI per ciò che riguarda i maestri elementari. Egli ha infatti dimostrato che a parità di età o a parità di età e di anni di servizio i maestri morti non presentavano una carriera sensibilmente migliore (desunta dal più alto stipendio) del complesso dei maestri esposti a morire.

ALFONSO DE PIETRI-TONELLI

Le fonti internazionali della Statistica commerciale

II. America⁽¹⁾

Nell' ARGENTINA, la *Dirección General de Estadística de la Nación*, Buenos Aires, pubblica ogni anno l'*Anuario del Comercio Exterior de la República Argentina* (ultimo per l'anno 1917, y noticia sumaria del decenio 1910-1919), trimestralmente i *Boletines: El Comercio Exterior Argentino*, N.^o... corrispondenti ai primi tre mesi dell'anno, al primo semestre, ai nove mesi ed all'anno intero; ha pubblicato inoltre: *Intercambio Económico de la República Argentina* (ultimo 1910-1917).

Il *Ministerio de Agricultura de la Nación*, Buenos Aires, pubblica dei dati mensili sull'esportazione dei principali prodotti agricoli nel *Boletin Mensual de Estadística Agrícola*.

La *Dirección General de Estadística* pubblica anche il suo *Anuario*.

La *Pan American Union*, Washington, D. C. la quale è formata dalle ventuna repubbliche americane e si dedica, fra l'altro, allo sviluppo del commercio, pubblica il suo *Bulletin*, che si occupa di statistiche commerciali e del loro commento, come: *Latin American Foreign Trade in 1918, general survey* (Nov. 1919); pubblica inoltre speciali *Reports* ed opuscoli descrittivi, come: *Argentin Republic, general descriptire data*, 1920, concernente anche il commercio estero.

I dati della statistica commerciale argentina si riferiscono al territorio doganale, che corrisponde al territorio politico della repubblica.

(1) La 1^a parte, relativa all' *Europa*, fu pubblicata nel Vol. I^o, N. 3, pagg. 122-164.

Organi della raccolta dei dati statistici sono: le dogane (*aduanas*), le ricevitorie (*receptorias*) e i posti daziari (*risguardos*). Organo dell'elaborazione dei dati è la Direzione generale della statistica della Nazione.

Nella indicazione delle quantità è obbligatorio il sistema metrico decimale. Non si usa di ridurre tutte le espressioni quantitative in peso.

I valori sono espressi in pesi d'oro. Dal 1864, anno di inizio della statistica del commercio estero, i valori all'importazione si ottengono, con procedimento uniforme, dai tassi della tariffa doganale dei valori. Quei tassi sono ricavati, ad intervalli piuttosto lunghi, dai prezzi reali di compra all'estero, coll'aggiunta dei noli. Dopo il 1906 quei tassi nominali furono mutati di poco, per modo che durante la guerra si trovarono molto lontani dai prezzi di mercato. La Direzione generale della statistica non ha creduto tuttavia di dover mutare il sistema di valutazione, dato che non sarebbe per ora possibile di sostituirlo con un altro fondato sulla rilevazione completa e perfetta dei prezzi all'importazione e dato anche che l'attuale sistema, mantenutosi pressoché immutato, permette di ricavare dei valori di importazione, che risultano espressione sufficientemente approssimata ed utile delle quantità. Si è così preferito di escogitare un sistema di correzione, che permetta di passare agevolmente dai valori nominali a quelli reali. A ciò si è riusciti organizzando, per via di circolari, inviate ad ogni trimestre agli importatori, un servizio di raccolta dei prezzi di compra e di vendita sulla piazza di Buenos Aires. Tali prezzi devono includere il nolo, ma devono essere epurati dal dazio e dall'eventuale aumento commerciale. Ciò permette di passare dai prezzi della piazza a quelli di importazione che si ricercano. Una tale ricerca si compie per gli articoli tipici dei vari titoli: articoli che stanno pertanto a rappresentare, nel loro insieme, un'alta percentuale dell'importazione totale. La ricerca consente di confrontare i valori reali rilevati per detti articoli, coi rispettivi valori nominali calcolati, ottenendo così dei coefficienti di correzione, da applicarsi, per via di analogia, ai titoli ed ai sotto-titoli a cui appartengono gli articoli; trattando a parte gli articoli importanti o che presentano movimenti propri e divergenti; ricavando dei valori reali per trimestre eppoi per anno, da porre a riscontro di quelli nominali. Per potere attuare confronti simili, anche per gli anni precedenti quello di adozione delle nuove ricerche, si è operata una correzione retrospettiva dal 1917 al

1910, non potendosi, ed interessando del resto assai meno, risalire più addietro. Pei valori dell'esportazione, dal 1864 al 1891, si applicarono le tariffe ufficiali dei prezzi. Dal 1892, queste si modificarono, per gli articoli quotati sistematicamente sulla piazza di Buenos Aires e non gravati da diritto di esportazione. Dal 1906, soppresso tale tributo, per tutti gli articoli quotati si applicarono i prezzi della piazza, e solo per gli altri valsero i tassi delle tariffe ufficiali, con qualche eccezione, nel senso di adottare anche per tali beni il prezzo di mercato. Un tale procedimento fu seguito sino al 1916, utilizzando come fonte i *Boletines de la Bolsa de Comercio* e dal 1913 utilizzando anche i *Boletines de la Bolsa de Cereales*. Data la disformità dei sistemi seguiti, i valori di esportazione ricavati pei successivi anni, oltre a non essere espressione dei valori reali, non potevano neppure venir presi come espressione delle quantità. Fu così che si intese la necessità di un sistema che valesse a dare significato reale alle cifre ed a consentire i confronti per gli anni successivi. E dal primo gennaio 1917 i prezzi considerati per l'esportazione furono quelli effettivi all'esportazione dalla piazza di Buenos Aires, ridotti in oro, esclusi i noli marittimi, che non sono percepiti dall'Argentina, priva di una marina mercantile; compresi invece i costi del trasporto terrestre e le commissioni, anche se percepiti da imprese straniere, considerandosi i prezzi al porto di imbarco. Non potendosi compiere una investigazione diretta dei prezzi e non volendo creare divergenze dalla statistica ufficiale, si accollsero, anche per la statistica commerciale, le quotazioni ufficiali delle tre istituzioni commerciali autorizzate e cioè: la *Bolsa de Comercio*, la *Bolsa de Cereales* e la *Sociedad Industrial Argentina*, sebbene vi siano taluni prodotti che vengono trattati in massima parte in forma privata, per cui le quotazioni ufficiali sono ben lontane dall'esprimere i prezzi di vendita della totalità delle contrattazioni. Pei prodotti che non sono affatto quotati dalle dette istituzioni, la Direzione generale della statistica compie una investigazione diretta, rivolgendosi agli esportatori. Anche per l'esportazione si hanno dati trimestrali e, per economia di lavoro, non si discende a dati mensili, settimanali, ecc. La correzione che si è operata pel periodo 1917-1910 si è fondata sulla valutazione diretta per la quasi totalità degli articoli di esportazione, essendo il loro numero di tanto inferiore a quello dei beni importati. E si sono poi applicati, per tutti gli anni dal 1917 al 1910, alle quantità esportate, i medesimi prezzi del 1910, ottenen-

dosi così, anche per le esportazioni, dei valori espressioni delle quantità, corrispondenti a quelli ricavati per le importazioni, col l'applicazione dei tassi ufficiali rimasti inalterati. Tre ordini di valori si hanno quindi per le esportazioni argentine: valori nominali di base (« *basicos* »), ottenuti, come si è detto, coi prezzi del 1910 e perciò espressione delle quantità; valori nominali della statistica ufficiale fino al 1916; e valori reali dal 1917 al 1910 e dal 1917 in avanti.

Nelle statistiche doganali argentine si considera paese di provenienza, quello dell'origine industriale o commerciale della merce e paese di destinazione, quello della destinazione definitiva. Se le merci sono spedite all'ordine (« *por órdenes* »), si nota il paese del porto in cui le merci debbono ricevere l'ordine, per quanto si siano adottati procedimenti che mirano a stabilire le destinazioni definitive degli imbarchi « *á órdenes* », i quali rappresentano, per l'Argentina, una percentuale notevole del valore delle esportazioni. Nei quadri, si considerano più di 30 provenienze e destinazioni. Nella pubblicazione annuale, le esportazioni dei quattro prodotti agricoli principali (avena, lino, maiz e frumento) sono distinte per porti dai quali passano. Nella pubblicazione mensile, si danno i valori assoluti e quelli relativi percentuali delle importazioni e delle esportazioni, per porti di entrata e di imbarco, cioè per dogane, ricevitorie e posti daziari.

All'importazione, la classificazione della Tariffa doganale dei valori contiene 3699 articoli; la classificazione statistica abbraccia 1356 articoli, raggruppati in XVII titoli, divisi in sottotitoli, con le lettere, distinti in articoli coi numeri. All'esportazione, la classificazione statistica comprende VI titoli, divisi in sottotitoli, colle lettere, distinti in articoli, coi numeri fino a 182.

Le importazioni sono distinte secondo il loro carattere imprenditivo (alimenti, bevande, ecc.) o riproduttivo: A) di trasformazione e conservazione (animali riproduttori, ecc.); B) di capitalizzazione (materiale per ferrovie, ecc.), con ulteriori sottodistinzioni.

E si considerano le importazioni e le esportazioni speciali, in quanto viene escluso il transito.

Se una maggior sollecitudine ed una maggior frequenza nella pubblicazione dei dati della statistica commerciale argentina fossero consentite dai mezzi messi a disposizione dell'ufficio competente, esse sarebbero certo molto vantaggiose; tanto più che l'Argentina gode il vantaggio dell'accentramento di buona parte

del lavoro della statistica pubblica in un unico organo specializzato: la Direzione generale della statistica della Nazione.

Tale ufficio ha cercato, e pare che sia riuscito, a far conseguire un'esattezza sufficiente alla rilevazione delle quantità.

Meno riusciti sono di necessità gli sforzi, assai notevoli del resto, compiuti per dare un assetto razionale e definitivo alla determinazione dei valori. Ottimo, sotto questo riguardo, e degno di essere imitato da paesi che, come l'Argentina e come tanti e tanti altri, conoscano le forti e frequenti oscillazioni dei prezzi derivanti dall'inflazione della moneta di carta, è il sistema della conversione in oro dei valori in carta. Assai deficiente è tuttora, ad onta dei recenti miglioramenti, la rilevazione dei valori all'importazione, in quanto resta ancora soltanto un lodevole proposito, la rilevazione diretta e almeno mensile dei prezzi, se non proprio di tutti gli articoli importati, almeno di quelli della serie tanto numerosa e varia, che risultano i più importanti e che presentano le maggiori oscillazioni di quotazioni. Mentre a noi pare in ogni caso consigliabile, per l'Argentina non meno che per gli altri paesi, l'adozione, magari graduale, del sistema delle dichiarazioni dei commercianti, debitamente controllate, all'entrata come all'uscita, dagli agenti doganali e dagli uffici della statistica.

Un tale sistema consentirebbe, oltre ad altri perfezionamenti non meno urgenti, l'elaborazione, pure necessaria, dei valori per articoli, a seconda delle provenienze.

E sarebbe molto comodo e conveniente, pei confronti internazionali e per le indagini economiche che si soglion fare in altri paesi, il collegare, fin dove è consentito dalle caratteristiche speciali del commercio argentino, la particolare classificazione statistica delle merci scambiate dall'Argentina, alle partizioni generali, contenute nella classificazione internazionale uniforme di Bruxelles.

Ma non va tacito che le defezioni della statistica commerciale argentina sono, per buona parte, comuni alle statistiche commerciali di altri paesi, che da più lungo tempo avrebbero potuto porvi riparo, e sono poi anche, in massima parte, già messe in rilievo dalla stessa Direzione della statistica, la quale, se non dispone di mezzi in tutto adeguati e deve poi vincere la resistenza dei commercianti, non usi a fornire le informazioni statistiche richieste, non ha certo difetto di capacità e di seri propositi scientifici dovuti all'eminente statistico che la dirige: ciò

che del resto noi abbiamo posto in rilievo, diffondendoci ad ilustrare i miglioramenti significanti apportati in questi ultimi anni al ramo della statistica commerciale e ricordando, come lo meritavano, le ottime pubblicazioni economiche e statistiche di quell'ufficio, che sono del resto note ed apprezzate in tutti i paesi.

Nel BRASILE, la *Directoria de Estatistica Commercial (Ministério da Fazenda)*, Rio de Janeiro, pubblica: Genn. Dic. 1917-18 (vecchio formato) id. 1915-16-17-18-19 e trimestralmente, 1916-17 18-19-20, id. 1920-21 (ultimo Genn. Dic.) i bollettini riassuntivi: *Comercio Exterior do Brasil (Resumo por mercadorias) (Foreign Trade of Brazil [Summary by merchandise]) (Commerce Extérieur du Brésil [Résumé par marchandises])*, (*Movimento Marítimo (Shipping Movement) (Mouvement Maritime)*, *Movimento Bancário (Banking) (Mouvement des Banques)*); per le annate pubblica i bollettini generali: pel 1901; poi pel 1901-2; 1902-3; 1903-4; 1904-5; 1905-6; 1906-7; 1907-8; 1908-9; 1910-12, sempre in un solo volume, per l'importazione, l'esportazione e il movimento marittimo; pel 1910-14, in tre volumi, con in più il movimento bancario e pel 1913-18, in due volumi, id. di cui il 1º, già uscito, reca per titolo: *Comercio Exterior do Brasil (Foreign Trade of Brazil) (Commerce Extérieur du Brésil) Importação (Imports) (Importation) Exportação (Exports) (Exportation) 1º volume. Anos (Years) (Années) 1913-1915-1916-1917-1918*; per mesi pubblica: *Comercio Exterior do Brasil (id.) (id.) Importação e Exportação por meses* id. *Exportação de mercadorias*, id. per classi (ultimi Genn. a Maggio 1913-19-20-21-22; in altro foglio: *Importação de mercadorias*, id.; in altro foglio ancora: *Importação geral de mercadorias*, per paesi di provenienza e dogane; *Exportação de mercadorias nacionaes*, per paesi di destinazione e porti d'imbarco (ult. Genn. a Marzo id.)

Si pubblica anche l'*Annuario Estatistico do Brasil (No 1: 1908-1912, 2 vol. Rio de Janeiro, 1917)*.

Si ha inoltre: *The Pan American Union: Brazil. General descriptive data*. Washington, 1920.

I dati della statistica commerciale si riferiscono al territorio doganale, che non risulta per nulla diverso dal territorio politico della repubblica.

Organi della raccolta dei dati statistici sono le dogane. Organismo dell'elaborazione è la Direzione della statistica commerciale.

Le quantità, la cui unità di misura è il Cg., esprimono, nelle statistiche brasiliane, il peso netto reale delle merci, separate dai loro imballaggi esterni ed interni. All'importazione, base della statistica sono le fatture consolari, nelle quali si dichiarano, oltre alle quantità, i valori, le provenienze estere e le destinazioni interne. All'esportazione, le quantità sono fornite dalle dichiarazioni fatte nei manifesti delle navi, che escono dai porti brasiliani, per recarsi fuori della repubblica, o dalle lettere di vettura o dalle ricevute di esportazione, quando l'uscita avviene per via terrestre. Copia di ogni manifesto viene inviata alla Direzione della statistica commerciale, colla descrizione dei beni, la dichiarazione del peso e della quantità.

I valori, in *Mil réis, papel*, all'importazione ed all'esportazione, nei totali generali, per le merci e per paesi e porti di provenienza e di destinazione, sono accompagnati dal loro equivalente in Lst, calcolate in base al tasso medio mensile del cambio a v. su Londra. Il così detto valore ufficiale (*valor oficial*), convenzionale e fisso, attribuito dalle dogane ai beni importati, agli effetti del pagamento del dazio, non viene per nulla usato nel calcolo dei valori per la statistica, i quali devono coincidere, il più che sia possibile, coi valori del commercio. All'importazione si danno i valori C. I. F. cioè i costi nei paesi di provenienza dei beni, coi noli e le spese fino alla consegna F. O. B. nel porto brasiliano di destinazione, esclusi i dazi e gli altri carichi successivi. I costi ed i noli e gli altri carichi vengono dati a parte, per consentire i confronti colle statistiche delle esportazioni degli altri paesi. All'esportazione si danno i valori F. O. B. nel porto brasiliano di sdoganamento: la stima corrisponde al prezzo corrente in detto porto, pel peso della merce dichiarata nel manifesto, più il costo del porto, dell'imballaggio e del carico, e, nel caso di prodotti importanti, come il caffè, la gomma, lo zucchero, il cotone, più l'importo del dazio di uscita, riscosso al porto di imbarco, esclusi i noli e l'assicurazione oceanici. I valori all'esportazione devono esprimere, nel loro complesso, colla maggiore approssimazione possibile, ciò che gli stranieri devono aver pagato, per entrare in possesso delle merci brasiliane acquistate, e cioè il corrispettivo di queste, entrato nell'economia brasiliana.

Riguardo alle provenienze ed alle destinazioni esterne ed interne, va notato, che fino al 1918, escluso, all'importazione si indicavano i paesi di origine, cioè i paesi produttori o fabbri-

canti delle merci, quali che fossero i paesi che le avessero vendute od esportate al Brasile. Così il riso acquistato ad Amburgo, ma originario dall'India britannica, figurava come importato dall'India britannica e non dalla Germania. Ma dal 1918, allegando come motivo del cambiamento, che la statistica commerciale è una statistica, non già della produzione, ma degli scambi internazionali, per cui si debbono notare le compre e le vendite fra i diversi paesi, si fecero figurare all'importazione i paesi di vendita, dai quali le merci furono spedite con destinazione al Brasile: sia direttamente, sia attraverso altri paesi, cambiando anche in essi i mezzi di trasporto. Così le merci acquistate in Svizzera da negozianti brasiliani e spedite da Berna, via Bordeaux (luogo di legalizzazione della fattura commerciale), figurano provenienti dalla Svizzera; mentre le merci svizzere comperate in Francia, figurano come francesi nella statistica dell'importazione brasiliana. La destinazione esterna delle merci è quella stessa che viene dichiarata nel manifesto, ma essa non è sempre la destinazione definitiva e mancano tuttavia gli elementi necessari per stabilire con sicurezza tale destinazione ulteriore. Non avendo il Brasile linee dirette con tutti i paesi ai quali invia notevoli quantità dei propri prodotti, accade, che non pochi paesi non figurano come importatori di prodotti brasiliani, mentre taluni paesi appaiono come importatori di tali prodotti per quantità certamente superiori a quelle reali. Così si segnano come importate nell'Uruguay, merci che vennero invece trasbordate a Montevideo per l'Europa o per gli altri Stati Uniti. E vi è poi la destinazione generica: «*Portos da Grã-Bretanha à ordem*», riferentesi a prodotti animali, che ricevono soltanto nei porti meridionali della Gran Bretagna, generalmente a Falmouth, l'ordine di sbarco in un porto determinato, che sfugge completamente alla statistica brasiliana. Sono poi queste ed altre le ragioni per le quali il totale delle esportazioni del Brasile in un certo paese, non può concordare col totale che la statistica di questo paese nota come importato dal Brasile.

Le provenienze e le destinazioni sono in tutto 75, coi seguenti raggruppamenti: Africa (21), America Settentrionale e Centrale (9), Meridionale (11), Asia (9), Europa (23, compresa la destinazione: Porti della Gran Bretagna, all'ordine), Oceania (2).

Si tiene conto del movimento per dogane e posti doganali. E la provenienza interna non è quella reale, ma risulta costituita dal posto di frontiera o dal porto brasiliano in cui le merci si

imbarcano per l'estero. Quindi accade che nel quadro dell'esportazione per porti dei singoli stati brasiliani, i valori che figurano, non rappresentano la produzione esportata di ciascun stato, ma soltanto l'uscita con la destinazione all'estero dai rispettivi porti, in servizio anche di altri stati del Brasile, come è il caso di Manaos, di Para, di Ilha do Cajneiro, di Bahia, Pernambuco e Rio. La destinazione interna delle merci è costituita dal porto o dalla stazione di frontiera, per cui sono consegnate le merci, secondo le indicazioni della fattura consolare. Ma la statistica non può indicare, neppure all'importazione, il movimento commerciale definitivo per stati del Brasile: essa può indicare tutt'al più le quantità e i valori delle merci importate nei porti, dei singoli stati: sia per consumo dello stato di cui è parola, sia per transito per altro stato dell'Unione; e ciò vale principalmente per i porti di Rio de Janeiro, di Recife, ecc.

I bollettini trimestrali danno le quantità e i valori delle merci importate ed esportate, senza l'indicazione delle provenienze e delle destinazioni, e i valori totali dell'importazione e dell'esportazione per ogni paese e per ogni porto brasiliano. I bollettini annuali specificano, per ogni merce importata, il paese di provenienza ed il porto brasiliano di destinazione, e per ogni merce esportata, il paese acquirente e il porto brasiliano di imbarco. In via di eccezione il bollettino riassuntivo per gennaio-dicembre 1911-1919 riferiva l'indicazione dei paesi e dei porti brasiliani, per recare presto alla pubblicità dati che altrimenti avrebbero figurato soltanto nei bollettini generali, stampati con grande ritardo, per le difficoltà del lavoro di organizzazione e di stampa.

Nella statistica brasiliana le merci vengono distinte in classi e numeri, come segue: all'importazione: Classe I. Animali vivi (1 a 16), II. Materie prime ed articoli per le arti e per le industrie (17-123), III. Articoli manufatti (124-425), IV. Articoli destinati all'alimentazione e foraggi (426-488), V. Specie metalliche e biglietti di banca stranieri (489-491); all'esportazione: I. Animali e loro prodotti (1-64), II. Minerali e loro prodotti (65-119), III. Vegetali e loro prodotti (120-268), IV. Specie metalliche e biglietti di banca stranieri (269-271).

Si annotano quali categorie commerciali: l'importazione generale di merci e di specie metalliche e l'esportazione di merci nazionali e di specie metalliche. Le merci in transito non figurano. Nella statistica commerciale brasiliana il termine importazione comprende soltanto le merci di origine straniera, introdotte

nel Brasile pel consumo. Le merci designate nelle liste o nelle tavole corrispondono all'importazione generale, che comprende tanto le merci già passate al consumo, quanto quelle aventi la medesima destinazione e depositate alle dogane, come pure quelle che sono da riesportare. I quadri dell'esportazione comprendono tutte le merci di produzione nazionale esportate nei paesi stranieri.

Nelle pubblicazioni di statistica commerciale del Brasile, oltre alla lingua nazionale si usa, nei commenti e nelle intestazioni, la traduzione in inglese e francese, per dare maggior diffondibilità ai risultati del commercio estero.

La Direzione della statistica commerciale ha cercato di porre rimedio alle soluzioni di continuità nella pubblicazione dei bollettini delle due serie, ha cercato anche di eliminare i ritardi e di migliorare il formato.

Con molta opportunità si è provveduto a convertire i valori in moneta nazionale di carta in una moneta internazionale più nota e meno instabile, valendosi di tassi medi, sempre preferibili ad un tasso fisso che servirebbe ben poco.

Una migliore determinazione delle provenienze e delle destinazioni e specialmente di quelle esterne non sembra tanto facile, a confessione degli stessi dirigenti della statistica, ma la sostituzione compiuta anche nel Brasile delle provenienze commerciali a quelle originarie ci sembra di non grande vantaggio, interessando agli scopi dello studio delle correnti internazionali dei traffici il conoscere, non solo gli empori delle merci commerciali, ma anche i luoghi di produzione.

E pel Brasile, come per tanti altri paesi, sarebbe pure da stabilirsi, nell'interesse dei confronti internazionali un miglior collegamento fra le classificazioni statistiche nazionali delle merci importate ed esportate e le classificazioni più note e diffuse nel campo della statistica commerciale internazionale, come è il caso della classificazione internazionale uniforme di Bruxelles.

Nel CANADÀ il *Department of Trade and Commerce, Census and Statistics Office*, Ottawa, pubblica, per anno finanziario, l'*Annual Report of the Trade of Canada (Imports for Consumption and Exports), fiscal year ended March 31...* (ultimo 1920) mensilmente pubblica il *Monthly Report of the Trade of Canada (Imports for Consumption and Exports)*, (*Issued as Report of the Department of Trade and Commerce, from July, 1900, to March, 1917*); settimanalmente pubblica il *Weekly Bulletin*, che circola soltanto

nel Canada e contiene *Reports of Trade Commissioners and General Trade Information* e pubblica anche i relativi *Supplements to Weekly Bulletin* (*Trade of China and Japan*; *Russian Trade*; *The German War and its Relation to Canadian Trade*; *The Timber Import Trade of Australia*; ecc.); inoltre compila pubblicazioni speciali, come: *Canada and the British West Indies*, ecc.

Il *Canada Dominion Bureau of Statistics*, Ottawa, pubblica annualmente: *The Canada Year Book* (ultimo 1919).

Anche le singole Province pubblicano annuari, che, come quello del Dominio, recano dati sul relativo commercio estero, come per es. *The Year Book of British Columbia and Manual of Provincial Information*, R. E. Gosnell, 1911, aggiornato fino al 1913, incluso, (*The Secretary of the Bureau of Provincial Information*, Victoria, B.C.).

Le statistiche commerciali hanno riguardo al movimento commerciale del territorio politico.

I dati del movimento doganale sono rilevati dagli uffici doganali delle Province e dei Territori. I prezzi medi annuali dei principali articoli di produzione canadese esportati nell'anno, sono rilevati dall'Ufficio censuale e statistico del Dipartimento del traffico e del commercio.

Il Canada ha aderito alla Convenzione del metro ed ha riconosciuto come facoltativo il sistema metrico decimale, ma nelle statistiche commerciali si usano le unità del sistema britannico, con in più alcune unità di peso adoperate negli Stati Uniti.

I valori sono espressi in dollari. Pei beni importati per consumo nazionale si dà il valor corrente di mercato, nei principali mercati del paese dal quale i beni furono esportati direttamente nel Canada, nel tempo in cui avvenne l'esportazione. Pei prodotti canadesi esportati si dà il valore che essi hanno, al tempo dell'esportazione, nei porti d'imbarco del Canada. Pei prodotti stranieri esportati si dà il valore attuale.

Si nota come paese di provenienza quello di origine delle merci e, come paese di destinazione, quello della destinazione finale. L'elenco dei paesi di provenienza e di destinazione ne dà 100, divisi in due gruppi: paesi dell'Impero britannico (1-24), paesi stranieri (25-100); appunto perchè un particolare rilievo è dato al movimento commerciale coll'Impero britannico e particolarmente col Regno Unito, oltrechè cogli Stati Uniti, e coi paesi stranieri: direttamente e via Stati Uniti. Si indicano anche i valori totali delle importazioni e delle esportazioni passate pei porti delle Province e dei Territori.

Le importazioni pel consumo e le esportazioni canadesi e straniere sono distinte per articoli, messe in ordine alfabetico, talora con ulteriori distinzioni, pure in ordine alfabetico, e sono riunite in classi, come segue: Miniere, Pesca, Foreste, Prodotti animali, Prodotti agricoli, Manifatture, Miscellanea, Monete e metalli preziosi.

Si segnano le importazioni pel consumo di merci (colpite e libere), di monete e di metalli; le esportazioni di prodotti canadesi e stranieri, di monete e metalli. E va anche notato che le dogane considerano le importazioni nel senso di importazioni pel consumo. Il termine « *entered for consumption* » è il termine tecnico in uso presso le dogane, e non implica affatto che i beni siano consumati attualmente nel Canadà, ma significa che i beni sono passati in possesso dell' importatore e che il dazio, che eventualmente li colpisca è stato pagato. Le esportazioni di prodotti canadesi includono gli articoli importati, che sono stati cambiati di forma od accresciuti di valore, mediante lavorazione nel Canadà, come lo zucchero raffinato nel Canadà, ottenuto dallo zucchero greggio importato, la farina ricavata dalla macinazione del grano importato, gli articoli fabbricati o manufatti con materiale importato dall'estero. Le esportazioni di prodotti stranieri comprendono i beni stranieri precedentemente importati dall'estero. Il transito non viene considerato né all'importazione, né all'esportazione.

Le pubblicazioni di statistica commerciale del Canadà seguono la periodicità per anno fiscale e le misure dell' Inghilterra e degli Stati Uniti, per cui valgono le critiche mosse già a tale riguardo alle statistiche britanniche.

I prodotti importati vengono valutati senza tener conto delle spese del trasporto, ciò che non è ammissibile per un paese che si vale largamente dei servigi delle marine straniere.

La classificazione degli articoli, comoda per gli usi doganali, ma facilmente sostituibile per tale scopo da indici alfabetici, e lo stesso raggruppamento particolare per classi non sono poi fatti certo per facilitare i confronti internazionali, specialmente per categorie.

Nella COSTA RICA, la *Dirección General de Estadística*, San Jose, pubblica l'*Anuario Estadístico*, coi dati della statistica commerciale.

I dati della statistica commerciale si riferiscono al territorio doganale, che coincide col territorio politico.

Organi della rilevazione sono le dogane.

Le quantità delle singole importazioni, compresi i pacchi postali, e delle esportazioni, sono espresse in Kg.

I valori sono espressi in Colones, compiendosi le riduzioni monetarie *al tipo legal* per ogni paese. E si danno i valori alla frontiera. All'importazione si notano i valori delle merci al porto d'arrivo, prendendo per base le fatture consolari, che devono indicare il valore delle merci al paese d'origine e tutti i gravami sino al porto d'arrivo. Nelle statistiche delle esportazioni, la valutazione del caffè è regolata dalle quotazioni straniere. Negli ultimi anni le banane sono state valutate uniformemente, per grappoli, tenendo conto del prezzo pagato al piantatore, del nolo fino al porto di Limon, della tassa, degli oneri del carico, ecc.

Si considera il movimento commerciale coi principali paesi, dando particolare rilievo all'importazione dall'America Centrale, cioè dalle altre quattro repubbliche, e dall'America spagnola; come pure all'importazione del bestiame dal Nicaragua, della quale prima del 1916 non si teneva conto alcuno. L'importazione generale viene rilevata per dogane e per frontiere, mentre l'esportazione viene distinta per porti e per provincie di provenienza.

I beni importati e quelli esportati sono disposti in ordine alfabetico. In seguito ai desiderata della Conferenza di Buenos Aires, fu riformata la nomenclatura delle merci importate, aumentandola di più di 60 articoli; e si è adottata una classificazione per gruppi, distinti in sottogruppi numerati, ripartiti a loro volta in altri sottogruppi, pure numerati. I gruppi sono i seguenti: Pietre e terre naturali, Prodotti naturali e chimici, Metalli, Vegetali, Animali, Tessili, Commestibili, bevande e tabacchi, Macchine e apparecchi, prodotti e artieoli vari. Uno speciale rilievo vien dato all'esportazione del caffè, delle banane, dell'oro e dell'argento, in pasta e in verghe.

Si considerano le importazioni e le esportazioni generali.

La statistica commerciale particolare della Costa Rica non poteva certo assumere un maggior sviluppo, né modellarsi meglio ai tipi più perfetti, come avrebbe forse potuto accadere per la statistica commerciale generale della federazione degli Stati Uniti dell'America Centrale.

Nell'EQUATORE, il *Ministerio de Hacienda, Sección de Estadística*, Quito, pubblica il *Boletín Estadístico correspondiente al año de... Sección Comercial, Importación y Exportación de mercaderías, sus kilos y valores. Tomo Primero. Sección Fiscal. Estado de Hacienda Pública en orden a sus Ingresos y Egresos. Tomo Segundo.*

I dati della statistica commerciale si riferiscono al territorio politico, che non risulta diverso da quello doganale.

Organi della rilevazione sono le dogane. Sui dati da esse raccolti riferisce annualmente il Direttore della statistica delle dogane, Guayaquil.

Le quantità sono espresse in Cg.

I valori sono espressi in Sucres e si tratta di valori della piazza equatoriana (*valores de plaza*).

Oltre ai paesi di provenienza delle importazioni e di destinazione delle esportazioni, si indicano le dogane e i porti introduttori ed esportatori, coi dati per trimestre e per mese.

Gli articoli importati sono distinti in XV gruppi, taluni dei quali sono distinti, a lor volta, in sottogruppi. Le merci dell'esportazione generale sono distinte in nazionali e nazionalizzate.

Ma le statistiche commerciali equatoriane sono divulgate con molto ritardo nella pubblicazione ricordata che è rimasta in arretrato e potrebbero naturalmente ricevere anche un maggior sviluppo, accostandosi di più ai tipi progrediti.

Nella GUJANA BRITANNICA, il *Department of Lands and Mines*, Georgetown, Demerara, diffondono il *Commercial Handbook, compiled by J. M. REID, Controller of Customs and Commercial Correspondent to the Board of Trade (1920)*.

Le quantità sono espresse mediante i tipi imperiali.

I valori sono espressi in sterline, che sono la moneta tipo, ma anche in dollari, che sono la moneta corrente legale. E si tratta di valori di fattura C. I. F. all'importazione e dichiarati F. O. B. all'esportazione.

Importazioni ed esportazioni sono distinte a seconda che si riferiscono al Regno Unito, ai Possedimenti britannici od ai paesi stranieri.

Le merci all'importazione ed all'esportazione seguono la classificazione britannica.

Si considerano le importazioni e i trasbordi, le esportazioni di prodotti nazionali e di altri beni, escluso il transito, ed il transito.

Nel complesso le statistiche commerciali della Guiana britannica prendono a modello le statistiche della madrepatria.

Alle INDIE OCCIDENTALI OLANDESI (I. SURINAME (GUANA OLANDESA), II. COLONIA DI CURAÇAO), il *Centraal Bureau, voor de Statistiek*, 's-Gravenhage, dedica una Parte B. dei *Jaarcijfers voor het Koninkrijk der Nederlanden* (*Annuaire statistique du Royaume des Pays-Bas*) alle *Koloniën (Les Colonies)*, con capitoli speciali sul commercio dei due paesi.

Le quantità sono espresse colle unità del sistema metrico e tradotte in Cg. o in tonnellate.

I valori sono espressi in fiorini e si tratta di valori ufficiali.

Si considerano le principali merci importate ed esportate.

Ma si tratta evidentemente di statistiche commerciali poco sviluppate.

Nel MESSICO, la *Sección de Estadística, Departamento de Legislación y Estadística, Secretaría de Hacienda y Crédito Público*, (México) (Estados Unidos Mexicanos) pubblica, per anno fiscale, corrispondente a quello civile, l'*Anuario de Estadística fiscal*, (ultimo per 1918) che nella sua Prima Parte si occupa del commercio estero; mensilmente pubblica i *Resumen de la Importación y de la Exportación.... (mes) de.... (anno) y.... (numero dei mesi precedenti) primeros meses del año fiscal de.... (anno) comparados con iguales periodos de... (anno precedente)*, che sostituiscono: *República Mexicana, Secretaría de Hacienda y Crédito Público, Departamento de Estadística, Archivo y Biblioteca: Boletín de Estadística Fiscal.... (mes) de.... (anno)*.

Il territorio doganale non appare affatto diverso da quello politico.

Come organi della raccolta dei dati della statistica commerciale figurano le dogane.

Le quantità sono espresse colle unità del sistema metrico decimale.

I valori figurano in pesi. All'importazione si notano i valori di fattura (*valores de factura*), in moneta messicana, calcolate convertendo le monete straniere in pesi messicani, in base alle loro equivalenze, secondo l'attuale regime monetario, stabilito dalla legge 25 marzo 1905, tenuto conto che la parità sulla quale sono calcolate le dette equivalenze è di 1 peso=dollari 0,4984.

All'esportazione si nota il valore dichiarato (*valor declarado*) nella fattura, pure in moneta messicana del conio corrente. Il valore dell'oro è segnato in ragione di pesi 1.333.33 al Cg., conforme la legge 25 marzo 1905. Il valore dell'argento e dei metalli industriali appare secondo la media dei rispettivi prezzi in Nuova York, tenuto conto che il valore dell'argento di conio messicano risulta dal numero dei pezzi da 1 peso.

Le provenienze sono raggruppate come segue: Europa (1-14), Asia (15-21), Africa (22-23), America del Nord (24-25), del Centro (26-31), del Sud (32-39), Antille (40-42), Oceania (43-46). Le destinazioni: Europa (3), Asia (2), America del Nord (1), del Centro (6), del Sud (5), Antille (1).

I valori delle importazioni e quelli delle esportazioni vengono distinti in dogane: del Golfo (1-11), del Pacifico (12-24), della frontiera del Nord (25-43), del Sud (44-45), di Messico (46), col riassunto (47-51).

All'importazione gli articoli sono classificati secondo la tariffa dell'ordinanza delle dogane, sono cioè divisi in classi o capitoli, distinti in sottoclassi, ancora divise in numeri. Le classi sono le seguenti: Materie animali, Materie vegetali, Materie minerali, Tessuti e loro manufatti, Prodotti chimici e farmaceutici, Bevande spiritose, fermentate e naturali, Carta e sue applicazioni, Macchine ed apparecchi, Armi ed esplosivi, Diversi. All'esportazione gli articoli sono classificati allo stesso modo secondo la nomenclatura o tariffa dell'esportazione. E si hanno le seguenti classi: Materie animali, Materie vegetali, Materie minerali, Prodotti e manufatti diversi.

Importazioni ed esportazioni sono poi distinte in libere da diritti e soggette a diritti.

Per ciò che si riferisce alle statistiche commerciali messicane, si deve anzitutto augurare una maggiore sollecitudine nelle pubblicazioni e si possono anche sollevare obbiezioni nei riguardi del sistema di conversione delle monete straniere in moneta messicana ai fini della valutazione, come pure nei riguardi della particolare classificazione delle merci importate e delle esportate.

Nel NICARAGUA, l'*Administracion de Aduanas*, Managua Oficina del Recaudador General de Aduanas pubblica annualmente la Memoria del Recaudador General de Aduanas por el periodo de Enero 1º de... a Diciembre 31 de... y las Estadisticas del Comercio de.... (ultime pel 1921).

Il territorio doganale sembra coincidere con quello politico.

Organi della rilevazione dei dati della statistica commerciale sono le dogane.

Le quantità delle merci importate si esprimono colle unità del sistema metrico e con altre, ma spesso in Cg. Le quantità delle merci esportate si esprimono tutte in Cg.

I valori sono dati in Córdobas. All'importazione si segnano i valori daziabili, cioè i valori f. o. b. stranieri, che sono i prezzi all'ingrosso nei principali mercati del paese dal quale i beni vengono esportati, più le spese di imballaggio e caricamento, ma esclusi il nolo e l'assicurazione oceanici, i dazi di esportazione, le tasse consolari e la commissione del compratore. All'esportazione si danno i valori f. o. b. locali.

Si indicano 20 designazioni di origine e 18 designazioni di destinazione.

Importazioni ed esportazioni sono distinte per porti, indicandone 7.

Gli articoli importati, come i prodotti esportati, sono disposti in ordine alfabetico.

Nel complesso le statistiche del commercio estero del Nicaragua presentano un limitato sviluppo.

Nel PERÙ la *Sección de Estadística General de Aduanas* della *Dirección de Aduanas*, del *Ministerio de Hacienda*, Lima, pubblica annualmente la *Estadística del Comercio Especial del Perú en el año....*

Il territorio doganale non pare diverso dal territorio politico della repubblica.

I dati del movimento commerciale sono raccolti dalle dogane, che, agli effetti della statistica, sono distinte in dogane della via marittima, dogane della via fluviale e dogane della via terrestre. Le quotazioni di taluni articoli sono rilevate, come vedremo, dalla Camera di Commercio di Lima.

Le quantità sono espresse con unità del sistema metrico, ma anche con altre unità.

I valori sono espressi in Lire peruviane. All'importazione, la valutazione si compieva, prima del 1916, applicando una vecchia tavola dei prezzi, approvata per la statistica del 1910, in sostituzione a quella stabilita nel 1901. Avendo i dirigenti della statistica doganale espresso la necessità di designare il personale o l'istituzione incaricati di formulare periodicamente le tavole

dei valori degli articoli importati, per ottenere una valutazione corretta, agli scopi della statistica commerciale, col 1916 si addivenne alla valutazione in base ad una tavola, con prezzi accresciuti, costruita per risoluzione suprema del 7 novembre 1916, approvata ufficialmente con risoluzione del 10 maggio 1917. All'esportazione, la valutazione si è sempre compiuta senza norme rigorose o almeno uniformi. La Camera di commercio di Lima fornisce le quotazioni per la maggior parte degli articoli e sebbene la valutazione dei prodotti, si effettui mensilmente, in base alle medie mensili delle quotazioni dei mercati locali, affinchè le medie annuali si discostino il meno che sia possibile dalla realtà, pure va notato che simili quotazioni non offrono una garanzia completa di esattezza e che per la valutazione di alcuni prodotti si applicano le quotazioni dei mercati di consumo.

Come provenienze e destinazioni si indicano più di 20 paesi dell'America, più di 10 dell'Europa, 3 o 4 dell'Asia e 1 solo dell'Oceania.

Il commercio di importazione generale, colpita e libera o esonerata, e di esportazione nazionale e nazionalizzata, coi valori assoluti delle diverse sezioni e coi valori percentuali, viene distinto per dogane delle tre specie ricordate.

All'importazione le merci sono distinte in sezioni (in tutto XX) della tariffa dei dazi specifici. Le sezioni sono distinte in gruppi, suddivisi in partite numerate, ovvero le sezioni si distinguono direttamente in partite numerate (in tutto 3418) e disposte in ordine alfabetico. Inoltre si hanno gli articoli non considerati nella tariffa dei diritti e colpiti col 30 % « ad valorem » (Regola N. 51). All'esportazione le merci sono distinte in sezioni (V in tutto) divise talora in gruppi, cogli articoli in ordine alfabetico, ma non numerati.

Si hanno, come abbiamo visto, le importazioni generali, quelle della Regola 51, le importazioni libere per disposizione della tariffa e per leggi speciali, le liberate e le liberate dalla Regola 51; le esportazioni generali nazionali e nazionalizzate, gravate e libere.

Ad onta della terminologia, il commercio è speciale, come risulta del resto dallo stesso titolo della pubblicazione annuale.

Le statistiche doganali peruviane non registrano il movimento commerciale attraverso a certe frontiere dell'Equatore, del Brasile e della Bolivia.

Sarebbe augurabile la completa adozione del sistema metrico, coll'esclusione di ogni altra espressione quantitativa.

Gli stessi dirigenti della statistica doganale del Perù hanno manifestato la necessità di una istituzione, che, valendosi dell'aiuto delle Camere di commercio, rediga ufficialmente la nomenclatura degli articoli di esportazione nazionale, colle loro specie, classi e varietà, fissando anche mensilmente il prezzo medio corrente, non solo, come accade ora, dei beni colpiti dall'esportazione, ma anche di quelli liberi, evitando la disparità dei prezzi, che può verificarsi per le diverse quantità di uno stesso articolo, a seconda dei luoghi di produzione e consentendo una valutazione corretta, e noi diremmo soprattutto reale, dell'esportazione.

Ma a ben guardare è tutto il sistema della valutazione che è da migliorare, anche dopo le modifiche apportate alle tavole dei valori di importazione. È il sistema delle tavole dei valori fissi che va sostituito coll'altro più razionale, ed ogni di più diffuso, delle dichiarazioni particolari dei valori, sottoposte ad un accurato controllo.

In generale è poi da augurare che, addivenendosi, una volta o l'altra, ad un completo riordinamento delle statistiche commerciali peruviane, si tenga il debito conto dell'esperienza degli altri paesi, nei quali sono più sviluppate le statistiche del commercio estero, come pure si abbiano presenti i voti espressi dai competenti: adottando metodi razionali ed uniformi e solleciti, che consentano una facile intelligenza ed una pronta utilizzazione dei dati comunicati ed il loro fondato confronto coi dati simili degli altri paesi.

Nel SALVADOR, si pubblica la *Memoria de Hacienda y Crédito Público, correspondiente al año de.... presentada a Asamblea Nacional en sus sesiones ordinarias de.... por el Señor Secretario de Estado....*

La *Dirección General de Estadística, República de el Salvador C. A. San Salvador*, pubblica l'*Anuario Estadístico de.... (ultimo 1920)*.

Tutte due le pubblicazioni recano dati di statistica commerciale.

Il territorio doganale non appare diverso da quello politico. Organi della rilevazione sono le dogane.

Le quantità sono espresse in chili.

I valori vengono dati in Colones. Il Colon è il nuovo tipo di moneta aurea ideale, corrispondente a 1/2 dollaro. E i valori sono dati anche in dollari. Il dollaro è la moneta legale reale.

All'importazione si notano nel conto oro: il valore di fattura, il dazio e il totale, in oro, e nel conto argento si notano: le imposte argento, le spese di dogana in argento, il totale argento. All'esportazione si nota il valore in Colones e in dollari.

Si indicano alcuni paesi di provenienza e una ventina di paesi di destinazione.

L'importazione è data per porti e per dogane e l'esportazione per dogane.

Già pei dati degli anni 1917 e 1918 si erano impartite disposizioni per l'elaborazione secondo la nomenclatura internazionale di Bruxelles e per la trasmissione dei risultati al Consiglio Centrale Esecutivo del Commercio Internazionale, stabilito a Washington. E la nomenclatura di Bruxelles, coi titoli e le suddivisioni (numeri) viene applicata alle importazioni dalla Sezione di statistica finanziaria della Direzione generale dei contributi diretti ed alle esportazioni, che sono anche disposte in ordine alfabetico, dalla Direzione generale della statistica.

Si segnano le importazioni, le esportazioni di articoli manufatti o prodotti nel paese e di articoli che, non essendo manufatti o prodotti in paese, si devono considerare come riesportati.

Sebbene non molto sviluppate, le statistiche doganali del Salvador, tengono abbastanza conto dei suggerimenti e dei voti dei pratici e dei teorici competenti della materia.

Negli STATI UNITI DEL NORD AMERICA, il *Bureau of Foreign and Domestic Commerce*, del *Department of Commerce*, Washington, fa pubblicazioni regolari o periodiche e speciali: bollettini e monografie.

Per dare una base al controllo ed alla assegnazione delle navi per le importazioni dei materiali da guerra indispensabili, (*Acts of Congress approved June 15, 1917 (espionage act)* e *October 6, 1917 (trading-with the enemy act)*) si erano ordinate, a partire dal Luglio 1918, delle relazioni decadali sulle importazioni (dall'1 al 10, dall'11 al 20, dal 21 all'ultimo) coll'indicazione delle importazioni di ogni classe, secondo la classificazione lunga o trimestrale, per paesi di imbarco e distretti doganali di entrata, ma per misura temporanea e per uso confidenziale degli uffici di guerra (*U. S. Shipping Board, War Trade Board*). Coll'armistizio si ritirò il personale destinato a tale scopo all'Ufficio del commercio estero e si interruppe la pubblicazione decadale.

Non avendo né il Servizio doganale, né l'Ufficio del commercio estero i mezzi per trasmettere relazioni ad intervalli più brevi di quelli mensili, furono respinte le richieste di statistiche settimanali delle importazioni e delle esportazioni, per industrie speciali, fra le quali: la gomma, le pelli, i cuoi. A speciali richieste si era soliti provvedere da diversi anni, con un servizio limitato di trasmissione, a certe persone, di quadri mensili, con particolari maggiori di quelli pubblicati nelle relazioni. Nell'ultimo periodo della guerra, preparandosi i piani per estendere le esportazioni, crebbero le richieste, ed allora si pensò di estendere il servizio ai giornali commerciali, alle organizzazioni industriali disposti a dare pubblicità a tali quadri. Le domande furono molto superiori alle aspettative e un tale lavoro si iniziò colle statistiche del Dicembre 1918, con quadri che vanno dalle dimensioni di una lettera per singole classi, a tavole di più di venti colonne, per gruppi, come macchine elettriche, manufatti di gomma elastica. Gli originali sono dattilografati e le copie sono ottenute con un processo fotostatico. Nel Gennaio 1919 si organizzò la *Special statistical-service Section*, che compila quadri mensili, coi particolari per le singole merci, per paesi di importazione o di esportazione. Copie fotostatiche di tali quadri sono fornite ai giornali commerciali, per la pubblicazione, ed alle organizzazioni commerciali, per la distribuzione ai loro membri.

Mensilmente si riproducono dai loro originali dattilografati e si distribuiscono gratuitamente i bollettini mensili: *Exports of Domestic Breadstuffs, Cottonseed, Oil, etc.*, e *Total Values of Imports and Exports*.

La pubblicazione mensile a stampa, che si denominava: *Monthly Summary of Commerce and Finance*, si intitola ora: *Monthly Summary of Foreign Commerce of the United States*. Durante la guerra tale pubblicazione subiva notevoli ritardi, parte per la trasmissione tardiva delle relazioni del *Bureau of Custom Statistics* di Nuova York, occupato dalle relazioni decadali e da altre statistiche di guerra; parte per gli indugi del *Government Printing Office*, pure occupato da altri lavori di guerra. Finita la guerra si erano presi accordi fra gli uffici interessati per la pubblicazione in un dato giorno, ma, come vedremo, la pubblicazione dovette poi subire un ritardo su quella data. Speciali intese furono stabilite coi corrispondenti di Washington dei giornali commerciali, per consentire la visione della copia del *Monthly Summary*, avanti di passarla alle stampe e permettere la

pubblicazione delle cifre più interessanti, riguardanti cioè le industrie più importanti (tessili, ferro e acciaio, pelli e cuoio) una settimana prima che appaia il fascicolo ufficiale del mese.

Fra le pubblicazioni regolari è il *Quarterly Statement of imported merchandise entered for consumption*.

Annualmente si pubblicava l'*Annual Report of the Foreign Commerce and Navigation for the fiscal year ended 30 June*.... di cui si davano in estratto alcune tavole del commercio; ora si pubblica: *The Foreign Commerce and Navigation of the United States, for the calendar year*.... Fu dietro il patrocinio dei Dipartimenti del Tesoro e del Commercio, della Camera di commercio degli Stati Uniti e di altre organizzazioni, e nell'interesse delle case d'affari, che, di regola, fanno i loro conti per l'anno commerciale, corrispondente a quello civile, come pure per facilitare i confronti dei dati del commercio estero con quelli della produzione, raccolti dai censimenti, fatti pure per anno civile, e colle statistiche della maggior parte dei paesi: che la disposizione della *Section 336 of the Revised Statutes*, richiedente la pubblicazione per anno fiscale della relazione annuale del commercio e della navigazione degli Stati Uniti coi paesi stranieri, fu emendata, dall'*Act approved on January 25, 1919*, il quale dispose che, a partire dal 1918, la relazione debba riferirsi all'anno civile. Così l'ultima relazione per anno fiscale fu quella riguardante l'anno fiscale finente il 30 Giugno 1918. E per provvedere alla continuità delle statistiche, i dati del semestre dal 1.º Luglio al 31 Dicembre 1918, furono messi in rilievo a parte nella relazione per l'anno civile 1918.

Annualmente si pubblica anche l'*Annual Report of the Chief of the Bureau of Foreign and Domestic Commerce*, con notizie statistiche ed amministrative intorno ai servizi dipendenti dall'Ufficio del commercio esterno od interno.

I *Commerce Reports* vengono spediti man mano escono od in volumi trimestrali, e da essi si fanno estratti. Come es., per ciò che a noi interessa, si può ricordare, nel Gennaio 1919: *Uniform Classification of International Trade Statistics. Statement prepared by the Statistical Division of the Bureau of Foreign and Domestic Trade*, Washington, 1919.

Annualmente si pubblica anche lo *Statistical Abstract of the United States*, che reca dati sul commercio estero; sul commercio dei Territori non contigui: Alaska, Porto Rico, Hawai, I. Filippine (dai *Reports of the War Department*), Tuttina e Guam

(dai *Returns to the Navy Department*); sul commercio estero, anche per ab. dei principali paesi del mondo; sul commercio dei principali porti del mondo.

Le pubblicazioni speciali sono distinte in cinque gruppi: serie speciali degli agenti; relazioni consolari speciali; serie miscellanea; serio delle tariffe straniere e tipi industriali. Della serie « miscellanea » si possono ricordare: *Trade of the U. S. with the World. Part 1. Imports. Part 2. Exports; Annual review of the Foreign Commerce of the U. S.; Consumption estimates, production, imports and exports; Methods of computing values in foreign trade*, nuova edizione, colla traduzione delle intestazioni, dei termini tecnici, delle unità di valore e di quantità, dei nomi di paesi, ecc. delle statistiche commerciali straniere.

La *Division of researches* fa delle copie fotostatiche delle statistiche commerciali straniere e per renderle intelligibili ha pubblicato un opuscolo coi titoli ed una breve descrizione delle principali pubblicazioni di statistica commerciale ed economica dei paesi stranieri. E si sono tradotti gli elenchi delle importazioni e delle esportazioni dei diversi paesi (Italia, Francia, ecc.), sempre per facilitare il compito delle persone che intendono di servirsi delle statistiche commerciali straniere o delle loro copie fotostatiche americane.

L' *Annual Report of the Secretary of the Treasury on the State of the Finances, for the fiscal year ended June 30...* suol riprodurre, in un grosso e fitto volume, i dati e recare il commento dei fenomeni principali della vita economica e finanziaria americana, compreso il commercio estero.

Le statistiche del commercio estero degli Stati Uniti includono il commercio dei distretti doganali di Alaska, Hawaï e Porto Rico coi paesi stranieri, ma non il commercio di tali territori cogli Stati Uniti. Un tal commercio è esposto separatamente, nella sezione del Commercio coi Territori non contigui. Nelle statistiche del commercio degli Stati Uniti, le I. Filippine sono trattate come un paese straniero, mentre i Collettori dei dazi di quelle isole sono sotto la giurisdizione del Dipartimento della guerra. Il commercio di queste isole coi paesi stranieri, non è quindi incluso nel commercio degli Stati Uniti, ma viene pubblicato separatamente, come vedremo, dal Governo delle I. Filippine.

I dati delle statistiche commerciali sono raccolti dalle dogane (*customhouses*), raggruppate in 49 distretti (*customs districts*), che recano ciascuno il proprio numero d'ordine. Gli ufficiali do-

ganali (*customs officers*) compilano le statistiche delle importazioni, delle esportazioni, degli imbarchi fra gli Stati Uniti e i possedimenti insulari, come pure le statistiche del traffico dei Grandi Laghi. Le dichiarazioni originali di esportazione e le copie statistiche delle dichiarazioni di importazione sono trasmesse quotidianamente da tutti i porti doganali di entrata del paese all'Ufficio di statistica doganale di Nuova York, il quale, come tutto il servizio doganale, dipende dal Dipartimento del Tesoro. L'ufficio di Nuova York compie l'intavolazione meccanica dei dati e dovrebbe fornire, il 20 di ogni mese, la relazione mensile all'Ufficio del Commercio estero del Dipartimento del Commercio. Tale ufficio, che riceve anche le informazioni commerciali dal servizio consolare, dagli agenti commerciali e dagli addetti commerciali, dovrebbe mandare la copia della relazione mensile il 25 alla stampa e questa dovrebbe essere ultimata il 10 del mese successivo; ma, come accennammo, essendo cresciuto il lavoro delle dogane, senza che aumentasse il personale, la relazione giunse in ritardo all'Ufficio del commercio estero e il passaggio alla tipografia fu rimandato. Per eliminare la divisione delle responsabilità fra i due dipartimenti ora interessati alla compilazione delle statistiche commerciali, si è proposto al Congresso di unire l'Ufficio di statistica delle dogane colla Divisione statistica dell'Ufficio del Commercio estero, stabilendo un'unica sede a Nuova York od a Washington, oppure una duplice sede: per una parte dell'ufficio nell'una e per l'altra parte nell'altra delle due città.

Le quantità di tutte le merci importate sono accertate dalla registrazione fatta su giuramento od affermazione del proprietario o del consegnatario o agente dell'importatore, o dall'esame, se il colletore lo ritenga necessario. Come è noto, negli Stati Uniti il sistema metrico è obbligatorio soltanto nel servizio postale con l'estero, nel servizio di sanità e nella monetazione, dove non è stato sempre usato; per resto è facoltativo. Nel commercio si usano le unità del sistema britannico, con in più alcune misure e talune unità di peso istituite dai competenti uffici. Nelle diverse pubblicazioni di statistica commerciale si trova una nota, nella quale è detto che in tutte le tavole le misure di quantità sono, salvo contrario avviso, la *ton* di 2240 *pounds*, il *barrel* ed il *bushel*, per quali varia molto il numero delle *pounds*, a seconda delle merci di cui si tratta, come risulta da apposite tavole.

I valori sono espressi in dollari. Per evitare disparità di trattamento, si sono incaricati i collettori dei dazi di ridurre,

agli scopi della statistica, i valori delle fatture, sulla base dei tassi correnti di cambio, siano o no allegati i relativi certificati consolari, agli scopi daziari, ed anche se la moneta della fattura sia più apprezzata del dollaro.

I valori delle merci importate si accertano come i valori delle importazioni soggette a dazi « ad valorem ». Prima della guerra, per le importazioni colpite da dazio, si faceva la dichiarazione del valore, appoggiata dalla fattura, vistata dal Console americano e dalle carte di bordo, e la merce veniva controllata anche se esente da dazio. Le esportazioni, alla cui valutazione servivano le fatture, vistate dall'autorità del porto di imbarco, non davano luogo a visita, se non per la piccola parte beneficiata dal *drawback* o in transito per gli Stati Uniti.

Durante la guerra, essendosi istituite le licenze di importazione e di esportazione del *War Trade Board*, del quale gli ufficiali doganali erano gli agenti, si fece luogo al controllo delle dichiarazioni di importazione e di esportazione, colle licenze, ed alla visita di controllo delle merci.

Il valore delle merci importate, soggette a tassi daziari al valore o soggette a dazi basati sul valore o regolati in qualsiasi modo sul valore: è il valore attuale di mercato o il prezzo all'ingrosso, al tempo dell'esportazione per gli Stati Uniti, nei mercati principali del paese da cui le merci furono esportate: tale valore attuale di mercato deve essere il prezzo al quale la merce è offerta liberamente per la vendita ad ogni acquirente nei detti mercati, nella quantità d'uso all'ingrosso e al prezzo che il venditore, armatore o proprietario avrebbe ricevuto e desiderava ricevere per tale merce, qualora fosse stata venduta nel commercio ordinario, nella quantità di uso nel commercio all'ingrosso: comprendendo nel valore della merce il valore di tutti i cartoni, casse, ceste, cassette, sacchi, botti, barili, bottoni, bottiglie, giare, damigiane ed altri recipienti o involucri, sia che contengano liquidi o solidi, e tutti gli altri costi, gravami e spese necessari per mettere le merci in condizioni di imballaggio, per essere imbarcate per gli Stati Uniti. (*Rer. Stats 336 and secs 11 and 18 of the act of June 10, 1890, as amended by act of October 3, 1913 sec III par R.*)

Il valore delle merci nazionali esportate è il loro costo attuale o il valore che possono avere realmente al tempo dell'esportazione, nei porti degli Stati Uniti da cui vengono esportate.

Il valore delle merci straniere esportate dal deposito (*from warehouse*) è il valore di importazione; il valore delle merci straniere esportate non dal deposito (*not from warehouse*) cioè principalmente di merci esenti, che formano il grosso di detta categoria, è, come per gli articoli di produzione nazionale, il valore nei porti degli Stati Uniti, da cui le merci vengono esportate.

Il valore degli articoli in deposito è tutt'uno col valore di importazione.

Il valore delle merci registrate nel transito immediato viene stabilito nella pubblicazione annuale in modo del tutto simile a quello impiegato per stabilire il valore all'importazione.

Come paese di provenienza si segna l'ultimo che ha fatto la vendita della merce. Come paese di destinazione, si considera quello che ha acquistato la merce. L'elenco dei principali paesi indicati nelle tavole dell'importazione e dell'esportazione della pubblicazione mensile, per le più importanti classi fu riveduto nel Luglio del 1919, poi nel Gennaio del 1920, per tener conto dei cambiamenti recati dalla guerra, indicando separatamente 4 nuovi stati dell'Europa centrale. Ma si vorrebbe aumentare il numero dei paesi, osservando, che colla guerra hanno acquistato importanza paesi che prima non ne avevano tanta ed osservando anche che ai commercianti possono interessare anche e più degli altri, paesi coi quali il commercio sia scarso, ma suscettibile di estensione. Per ora si ha un elenco di un centinaio di paesi: Europa (31), a parte Regno Unito: Inghilterra, Scozia, e Irlanda; Nord America (23), a parte i paesi dell'America centrale; Sud America (14); Asia (17); Oceania (6); Africa (15). Pei diversi paesi si indicano le importazioni, le esportazioni nazionali e straniere, e si danno i modi di trasporto in carri ed altri veicoli terrestri e in navi di bandiera americana o straniera (10 e Altre). Pei transiti ed i trasbordi si indicano i paesi da cui si sono ricevute le merci e pei quali si sono imbarcate.

Le importazioni di merci entrate pel consumo immediato, pel deposito, esenti e colpite, le esportazioni nazionali e straniere, i transiti ed i trasbordi, sono distinti per distretti doganali e *head quarters ports*: della Costa dell'Atlantico (2), del Golfo (5), della Frontiera messicana (3), della Costa del Pacifico (7), della Frontiera del Nord (11), dell'Interno (10).

Speciale risalto è dato ai movimenti dell'oro e dell'argento.

Si era chiesto all'Ufficio del commercio estero di pubblicare le statistiche annuali delle importazioni e delle esportazioni per

distretti doganali, per articoli e paesi di imbarco o di destinazione. Non ci sarebbe che da ricavare i dati dalle relazioni mensili, fornite dai collettori di ogni distretto all'Ufficio delle statistiche doganali. Ma tale lavoro venne lasciato dall'Ufficio del commercio estero all'iniziativa locale.

All'importazione la specie delle merci è accertata come la quantità. Gli articoli sono disposti per ordine alfabetico, colle relative specificazioni. All'esportazione le merci nazionali e straniere sono pure disposte per ordine alfabetico.

Le importazioni esenti e colpite, le esportazioni nazionali e straniere, le merci che restano nei depositi e quelle commercialiate coi Territori contigui sono distinte, a seconda dell'uso e del grado di lavorazione, in : A) Materiali greggi da usarsi nelle manifatture; B) Derrate alimentari greggie e derrate animali; C) Derrate in parte od interamente manufatte; D) Manufatti per uso ulteriore nelle manifatture; E) Manufatti pronti pel consumo; F) Miscellanea.

Ad onta dell'incremento del numero delle classi, a partire dal 1914, in occasione delle richieste da parte degli uffici di guerra, si sono viste le lacune della classificazione. E si sono fatti lunghi studi, per stabilire una classificazione che serva agli usi dei commercianti, anche senza giungere alle minuziose specificazioni da essi richieste. Nella nuova classificazione si è accresciuto il numero delle classi e si è vista la convenienza di aggiungere ai valori, le quantità, nelle unità usuali del commercio e in peso. Ma per quanto la classificazione fosse già pronta, si è rilevata la difficoltà di applicarla col 1.º Gennaio 1921, dovendo distribuirla in tempo ai consoli, agli importatori ed agli esportatori, avendosi scarsità di personale e di impianti, e dovendosi abituare gli armatori a considerare anche il peso di merci di lavorazione molto fina, sin qui non trattate a peso.

In seguito a richiesta dell'*International High Commission*, (dal 1920, detta Alta Commissione Interamericana) di cui è presidente d'ufficio il Segretario del tesoro degli Stati Uniti, la relazione sul commercio di importazione e di esportazione nazionale per gli anni civili 1917, 1918, 1919 fu fatta seguendo la terminologia della classificazione internazionale concordata al Congresso statistico internazionale di Bruxelles del 1913. Tale classificazione fu tradotta in lingua spagnola, per essere distribuita ai governi del Centro e del Sud America, come primo passo verso l'uniformità nella classificazione delle statistiche commer-

ciali, nei paesi dell'America (*Letter to the President of the U. S. from the Secretary of the Treasury transmitting the Proceedings of the Pan American Financial Conference*. Washington, 1915; *International High Commission. Message from the President of the U. S. transmitting a Report of the U. S. Section of the High Commission on the First General Meeting of the Commission, held at Buenos Aires April 3 - 12, 1916*; Washington, 1916; *Committee Reports and Resolutions adopted at the First General Meeting held in Buenos Aires in April 1916*; *Addresses delivered on the occasion of the formal transfer of the chairmanship of the Commission by the Hon W. G. Mc Aadoo to the Hon. Carter Glass*. Washington, 1919).

Si segnano le importazioni, che sono le importazioni generali, (*general imports*), cioè gli articoli importati entrati pel consumo immediato all'arrivo e gli articoli entrati nei depositi e si segnano le importazioni pel consumo (*imports for consumption*), cioè gli articoli entrati pel consumo immediato e ritirati dai depositi pel consumo. Le importazioni generali e le importazioni pel consumo differiscono in ogni periodo, in quanto il valore delle entrate pel deposito (*entries for warehouse*) differisce dal valore dei ritiri dal deposito pel consumo (*withdrawals from warehouse for consumption*). L'espressione «entrata pel consumo» (*entry for consumption*) è il termine tecnico della registrazione d'entrata (*import entry*) fatta alla dogana ed implica che i beni siano consegnati in custodia dell'importatore e si siano pagati i dazi per la parte che ne sia colpita. Una parte di tali beni può essere in seguito esportata. Si segnano le esportazioni nazionali (*domestic exports*), cioè le esportazioni di prodotti o manufatti nazionali, comprese le esportazioni di merci di origine straniera, che siano state cambiate dalla forma colla quale furono importate o che siano accresciute di valore, con un'ulteriore lavorazione negli Stati Uniti, come lo zucchero raffinato in paese, dallo zucchero importato greggio, il fiore ricavato dal grano importato, ed articoli, utensili, ecc. fatti con materiale importato. Si notano le esportazioni straniere (*foreign exports*), dette talora riesportazioni (*reexports*), cioè le esportazioni di merci straniere, che siano state importate. L'esposizione regolare delle merci depositate riguarda le merci in deposito doganale vincolato. Tali merci sono già notate nelle importazioni generali. Si indicano nella pubblicazione annuale, le merci straniere registrate pel transito immediato attraverso il territorio degli Stati Uniti, per un

paese straniero o pel trasbordo nei porti degli Stati Uniti per un paese straniero e tali merci sono escluse dalle statistiche delle importazioni e delle esportazioni degli Stati Uniti. Si notano le restituzioni pagate su articoli esportati, insieme coi materiali da cui gli articoli esportati furono totalmente o in parte ricavati. Si segnano pure gli articoli importati, usati nella fabbricazione di articoli esportati, sui quali fu fatta la restituzione. Le provviste di bordo sono considerate come esportazioni soltanto se si tratta di carbone nazionale.

Anche alle statistiche commerciali degli Stati Uniti si possono muovere diversi appunti, soprattutto nei riguardi del sistema di misurare le quantità, valendosi anche tali statistiche di unità di misura così strane, che sembrano più proprie di un paese primitivo o di qualche remota regione di un paese pur progredito, che non di una grande potenza commerciale moderna. Altri appunti si possono muovere nei riguardi dell'esclusione dei noli, dell'assicurazione e degli altri gravami del trasporto nei valori delle importazioni. Certo va notato che colla guerra ha ricevuto un forte impulso la marina mercantile americana, è così cresciuta la quantità di merci importate su navi americane ed è per tal modo diminuito il debito estero degli Americani per noli, ma come sarebbe erroneo notare un debito in parte insussistente, non è meno erroneo non annotare affatto un debito che in parte esiste. Altri appunti ancora si possono muovere al sistema americano di notare le sole provenienze e destinazioni commerciali delle merci, mentre giova, anche praticamente, conoscere l'origine dei prodotti importati e la destinazione finale dei prodotti esportati, soprattutto per un paese che si slancia nel mercato internazionale, non senza il desiderio di liberarsi dagli intermediari del proprio commercio.

Ma si deve tosto riconoscere, che la caratteristica forse più notevole delle statistiche commerciali americane, con poche altre ed a diversità delle statistiche tardive e cervellotiche fornite spesso da antiquati uffici burocratici, è la loro utilizzazione diretta od attraverso alle pubblicazioni commerciali, da parte degli uomini d'affari. Tale utilizzazione si attribuisce al fatto, che durante la guerra i commercianti americani sono stati educati, attraverso al lavoro degli uffici pel controllo delle importazioni, delle esportazioni delle industrie nazionali, a valersi dei dati statistici, a moltiplicarne le richieste, giungendo così ad attribuire alle statistiche, non più un puro valore accademico, ma un gran-

de valore pratico, nella risoluzione dei problemi commerciali riguardanti lo stabilimento di industrie nazionali e l'estensione dei mercati esteri dei loro prodotti. Ma certo una tale utilizzazione delle statistiche commerciali dipende in non minore misura dal fatto, che tali statistiche sono offerte tempestivamente e in modo acconcio, insieme alle più interessanti ed esaurienti informazioni commerciali ed industriali, dall'Ufficio del commercio estero, che si mantiene in assidui contatti coi commercianti e gli industriali e colle loro organizzazioni e non si limita certo a pubblicare cifre di nessun valore attuale perchè pubblicate in ritardo e di nessun valore retrospettivo, perchè raccolte ed elaborate erroneamente. Le stesse lagnanze che si odono anche negli Stati Uniti da parte dei commercianti, che vorrebbero una maggior prontezza e frequenza nelle pubblicazioni e maggiori specificazioni nei dati delle statistiche commerciali, e il riconoscimento della giustezza di molte di tali lagnanze da parte dei dirigenti della statistica commerciale, che a lor volta lamentano e deplorano la scarsità di mezzi: sono più un sintomo del vivo interessamento al perfezionamento del servizio statistico, che non un indizio del suo stato, non soddisfacente. La statistica commerciale americana è piuttosto criticabile in rapporto alle crescenti esigenze, che non in sè. Le lagnanze sono, in altre parole, per buona parte, l'espressione di uno stato di cose, che sarebbe già molto da augurare per un gran numero di altri paesi.

Nell' URUGUAY, la *Dirección General de Estadística*, Montevideo, pubblica l' *Anuario Estadístico de la República Oriental del Uruguay* (ultimo: Año 1919) e la *Síntesis Estadística de la República Oriental del Uruguay* (ultima: Junio de 1921) ed in entrambe le pubblicazioni si trova un capitolo sul Commercio estero speciale.

The Pan American Union, Uruguay, General descriptive data, Washington, 1919.

Il territorio doganale della repubblica sembra coincidere col territorio politico.

Sono organi della rilevazione le dogane e l'Ufficio di statistica commerciale.

Le quantità sono espresse colle unità del sistema metrico e con altre misure dell'uso commerciale (numero, dozzene, ecc.).

I valori sono espressi in pesi d'oro. Fino al 1913 si davano i valori ufficiali delle importazioni e delle esportazioni. Da quel-

l'anno si danno i valori ufficiali, cioè i valori ai tassi doganali per le importazioni e i valori della piazza (*valor de plaza*) cioè i valori reali, calcolati dall'*Oficina de Estadística Comercial*, tanto per le importazioni, quanto per le esportazioni.

Per le provenienze e le destinazioni, si tien conto di una quarantina di paesi, stabilendo, per ognuno, il valore del commercio complessivo, in via assoluta e per medie e proporzioni; il valore assoluto, medio e proporzionale dell'importazione e dell'esportazione; il valore proporzionale dell'importazione e dell'esportazione soggetta a dazio e libera; il valore delle importazioni e delle esportazioni per categorie e sottocategorie; il valore e la quantità per articolo. Si danno anche i valori assoluti e percentuali delle importazioni e delle esportazioni per dogane, tenendo in particolare rilievo i cereali e le farine imbarcati nel porto di Montevideo per quindicina.

Le merci importate sono distinte in categorie (XVI), talora divise in sottocategorie, che contengono gli articoli, in ordine alfabetico, talora distinti in numeri e segnati coi numeri della nomenclatura (1089). Le merci esportate sono pure distinte per categorie (V) e sottocategorie, cogli articoli in ordine alfabetico, e segnati coi numeri progressivi della nomenclatura. Nei riassunti l'esportazione si distingue in: Prodotti dell'allevamento, Prodotti dell'agricoltura, Prodotti delle miniere, Prodotti della caccia, della pesca e di altre industrie, Provviste di bordo.

Il commercio è speciale e si segnano le importazioni soggette e libere (*Importación sujeta y libre*), le esportazioni, le provviste di bordo (*Provisiones para buques*), il transito di prodotti simili a quelli del paese (*Transito de frutos similares a los del país*).

A parte ogni altra critica di dettaglio, riguardo ad es. alla classificazione delle merci, si può osservare che i dati della statistica commerciale, del resto abbondanti e sottoposti ad una accurata elaborazione, vengono riprodotti nell'Annuario e nella Sintesi, che sono pubblicazioni generali e retrospettive ed escono perciò con notevole ritardo, perdendo valore di attualità.

† August Hjelt

28 Juin 1862 — 12 Juillet 1919

Le décès de Monsieur le Sénateur August Hjelt, survenu le 12 Juillet 1919, a été une perte sensible pour la science statistique finlandaise. A une érudition étendue, Monsieur Hjelt joignait une grande capacité scientifique, une vigueur et une force de travail peu communes, un style clair et coulant. Après s'être préparé par des études approfondies, tant en Finlande qu'à l'étranger, il s'était pris à l'oeuvre avec ardeur et pleine conscience du but à atteindre. Sa véritable spécialité était la statistique; en qualité de directeur du Bureau Central de Statistique, il a enrichi la statistique officielle de cinq séries nouvelles: statistique des successions, statistiques de l'alcool, des finances communales de l'émigration et des élections; il a travaillé en particulier avec ardeur au développement de la statistique démographique. L'*Annuaire statistique de Finlande* a été perfectionné et augmenté de plus de 200 tableaux, tant complémentaires que nouveaux. Mais Monsieur Hjelt a étendu aussi son intérêt et ses capacités à un grand nombre d'autres domaines scientifiques. Il s'est intéressé en particulier à l'assurance sociale et son oeuvre, tant théorique que pratique, a été considérable dans cette question. Ses travaux historiques et ses recherches dans les archives lui ont aussi acquis rapidement un nom dans ce domaine, en particulier ses recherches sur *Srenska tabellverket* (*Bureau Suédois des tableaux démographiques*), la plus ancienne institution de statistique démographique du monde, ont une haute valeur. L'Etat a mis également à contribution les grandes capacités de Monsieur Hjelt; il a été membre du gouvernement et chef de la Section des affaires camérales. Il a en outre été délégué de l'ordre de la bourgeoisie à la Diète et ensuite élu député à la Chambre: il y fut membre de plusieurs commissions. Les travaux comme membre de plusieurs comités et directeur de publications statistiques ont eu une influence considérable. Il a représenté la Finlande à

de nombreux Congrès statistiques internationaux et a travaillé énergiquement à mettre le Bureau Central de statistique en contact avec les institutions étrangères similaires. De nombreuses distinctions lui ont été conférées : il a été notamment membre de plusieurs sociétés et associations scientifiques diverses, étrangères et finlandaises, telles, pour ne citer que quelques-unes de ces Sociétés étrangères, que l' Institut international de Statistique, la Société d'Economie politique et la « Vereinigung für vergleichende Rechts-wissenschaft und Volkswirtschaftslehre ».

Parmi les travaux les plus importants, en dehors des travaux officiels, de Monsieur Hjelt, nous citerons :

- Die Struktur der Bevölkerung Finnlands im Jahre 1880* (1889);
- Internationella demografiska kongressen i Budapest 1894* (1896);
- Rätsstatistik i Tyskland, Oesterrike och Sverige. Några anteckningar* (1896);
- De första officiella relationerna om Svenska Tabellverket åren 1749-1757* (1899);
- Remarques critiques sur la longévité en Finlande* (1901);
- Die seculären Veränderungen im demographischen Charakter des finnändischen Volkes* (1902);
- Aus der Geschichte der schwedisch-finländischen Bevölkerungsstatistik* (1902);
- Quelques renseignements statistiques sur les peuples finno-ougriens* (1908);
- Ueber die Wohnungsstatistik der skandinavischen Länder und Finnlands* (1907);
- Suomen väestön luku ja demografinen rakenne* (1908);
- Suomen siirtolaisuusliikkeestä* (1905);
- Das erste Arbeiterschutzgesetz Finnlands vom 15 April 1889* (1890);
- Die Unfallversicherung der Arbeiter in Finnland* (1899);
- Die Arbeiterversicherung in Finnland 1900;*
- Les assurances sociales en Finlande 1905-1908* (1908);
- Staatszuschüsse zu Invaliden- und Altersrenten* (1910);
- Sveriges ställning till utlandet närmast efter 1772 års revolution, avhandling* (1887);
- Suomen hautarauniot*, (1882);
- Folkbristen i Finland i medlet af 1700-talet, ett utlåtande af L. J. Ehrenmalm*, (1899);
- Ett förslag till Finska regeringskonseljens omgestaltning, bedömdt af biskop Tengström;*
- Släkten Hjelt*, (1903);
- Suomen Hallituskonseljin ja Senaatin alamaiset kertomukset vuosilta 1812-1816.*
- Yleisen valtiotiedon opas kaikille kansalaisille* (1889);
- Aänirajoitus porvarisvädyssä. Lisiä kysymyksen valaisemiseen. I.* (1894).

Pubblicazioni ricevute — Publications reçues

Publications received — Erhaltene Veröffentlichungen

PERIODICI — PÉRIODIQUES — PERIODICALS — ZEITSCHRIFTEN

Archivio italiano di psicologia, Vol. I, fasc. III, Gennaio 1921.

Archivio storico italiano, da Anno LXXVIII, Vol. II, disp. 3^a del 1920, a Anno LXXIX, Vol. I, disp. 1^a del 1921.

Bollettino bibliografico delle pubblicazioni italiane, da n. 1-2, Gennaio-Febbraio 1921, a n. 4-5, Aprile-Maggio 1921.

Bollettino della Camera di Commercio e Industria di Ancona, Anno XII, numeri da 1 a 12, Anno XIII, numeri da 1 a 4.

Bollettino della Emigrazione (COMMISSARIATO GENERALE DELLA EMIGRAZIONE), da Anno XX, n. 1, Gennaio 1921, a Anno XXI, n. 4, Aprile 1922.

Bollettino del lavoro e della previdenza sociale (MINISTERO PER IL LAVORO E LA PREVIDENZA SOCIALE) da Vol. XXXV, n. 3, Marzo 1921, a Vol. XXXVII, n. 2, Febbraio 1922.

Bollettino di notizie economiche (ASSOCIAZIONE FRA LE SOCIETÀ ITALIANE PER AZIONI - CONFEDERAZIONE GENERALE DELL'INDUSTRIA ITALIANA), da Anno VI - Serie II - n. 4, Giugno 1921, a Anno VII - Serie II - n. 5, Maggio 1922.

Bollettino di statistica agraria e commerciale (ISTITUTO INTERNAZIONALE D'AGRICOLTURA) da Anno XII - n. 2, Febbraio 1921, parte I - II - III, a Anno XIII - n. 5, Maggio 1922, parte I - II - III.

Bollettino di statistica e di legislazione comparata (MINISTERO DELLE FINANZE), da Anno XVIII, fasc. IV, 1917-1918 e 1918-1919, a Anno XX, fasc. I, 1921-1922.

Bollettino mensile della Società delle Nazioni, Vol. I, n. n. 5, 6, 7, 8, 9 (Settembre-Dicembre 1921), Vol. II, n. n. 1, 2, 3, 4, 5.

Bollettino mensile delle Istituzioni economiche e sociali, (ISTITUTO INTERNAZIONALE D'AGRICOLTURA) da Anno XII, n. 1-2, Gennaio-Febbraio 1921, a Anno XIII, n. 3-4, Marzo-Aprile 1922.

Bollettino mensile dell'Ufficio Idrografico del R. Magistrato delle Acque di Venezia, da Anno 1920, a Anno 1922, n. 1, 2, 3.

Bollettino scientifico tecnico (COMITATO NAZIONALE SCIENTIFICO-TECNICO PER LO SVILUPPO E L'INCREMENTO DELL'INDUSTRIA ITALIANA), Anno III, n. 5, Settembre-Ottobre 1921.

Città di Como - Bollettino municipale, Anno VII, n. n. 2, 3, 4, 5, 6; Anno VIII, n. 1.

Città di Milano - Bollettino municipale mensile di cronaca amministrativa e statistica, Anno XXXVII, dal n. 4 al n. 12, Anno XXXVIII, dal n. 1 al n. 4.

Città di Torino - Bollettino mensile dell'Ufficio del lavoro e della statistica, Anno I, 1921, n. n. 1, 2-3.

Città di Venezia - Rivista mensile, Anno I, 1922, n.n. 1, 2, 3, 4.

Club Alpino Italiano, Rivista mensile, da Vol. XL, n. 1, 2, 3, marzo 1921, a Vol. XLI, n. 3, 4, Marzo-Aprile 1922.

Club Alpino Italiano, Bollettino mensile (SEZIONE DI PADOVA), Anno II, n. n. 1, 2, 3, 4, 5, 6, Anno III, n. n. 1, 2, 3-4.

Comune di Bari - Bollettino Statistico-Amministrativo, Anno V, n. 8-9, Agosto-Settembre 1920.

Comune di Firenze, Bollettino statistico con uno studio sulle Elezioni generali politiche del 15 Maggio 1921 nel Collegio di Firenze, Anno II, n. 1, Gennaio-Giugno 1921.

Comune di Padova, Bollettino Statistico, 1920, n. n. 2, 3, 4; 1921, n. n. 1, 2.

Comune di Ravenna, Bollettino Amministrativo-Statistico, Anno XX, 1920, Ottobre-Novembre-Dicembre; Anno XXI, 1921, I, II, III, IV; Anno XXII, 1922, I.

Comune di Trieste, Bollettino dell'Ufficio del Lavoro e della Statistica, Anno XLVI, 1921, n. n. 1, 2, 3.

Comune di Trieste, Indice per il costo della vita a Trieste, nei mesi di Novembre, Dicembre 1921; Gennaio, Febbraio, Marzo, Aprile, Maggio 1922.

Comune di Venezia, Bollettino mensile dell'Ufficio di Statistica, Anno I, n. s. 1921, n. n. 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10.

Comune di Verona, Bollettino mensile di cronaca amministrativa e di Statistica, Anno XII, 1921, n. n. 1-2, 3-4, 5-6, 7-8, 9, 10, 11-12; Anno XIII, 1922, n. n. 1, 2, 3.

Difesa sociale (ISTITUTO D'IGIENE, PREVIDENZA ED ASSISTENZA SOCIALE), Anno I, 1922: n. 1 Gennaio, n. 2 Febbraio, n. 3 Marzo, n. 4 Aprile, n. 5 Maggio.

Echi e Commenti, Anno II, n. n. 7, 8, 9, 10, 11, 12, 13, 14, 15, 16, 17, 18, 19, 20, 21, 22, 23, 24, 25, 26, 27, 28, 29, 30, 31, 32, 33, 34, 35; Anno III, n. n. 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 12, 14, 15, 16, 17.

Encyclopædia giuridica, fasc. 681-682, Vol. XVI, parte I, 683-684 Vol. XI, parte I; 685-686, Vol. III, parte II, sez. III.

Giornale degli Economisti e Rivista di Statistica, da Anno XXXII, Vol. LXI, n. 6, Giugno 1921, a Anno XXXIII, Vol. LXII, n. 5, Maggio 1922.

Giornale di Chimica Industriale ed Applicata (SOCIETÀ DI CHIMICA INDUSTRIALE DI MILANO E ASSOCIAZIONE ITALIANA DI CHIMICA GENERALE ED APPLICATA DI ROMA), Anno III, n. 12, Anno IV, n. n. 1, 2.

Giornale di matematica finanziaria, da Anno II, Vol. II, n. 3-4, Settembre-Dicembre 1920, a Anno IV, Vol. III, n. 1, Marzo 1922.

Giornale di Medicina Militare (MINISTERO DELLA GUERRA), da Anno LXIX, fasc. I, 1° Gennaio 1921, a Anno LXX, fasc. VI, 1° Giugno 1922.

Il Comune di Genova, Bollettino municipale, Anno II, numeri 1, 2, 3, 6, 7, 8, 9, 10.

Il Contribuente Italiano, fasc. VI, VII, VIII, IX.

Il nuovo Patto, da Anno IV, n. 6-8, Giugno-Agosto 1921, a Anno V, n. 1-3, Gennaio-Marzo 1922.

Il Tempo Economico, Anno IV, n.n. 11-13, 14-16, 17-20, 21-24.

Ingegneria Italiana, Vol. VII, n. 158, 160 a 177.

L'Abruzzo, Anno II, n. 8, Agosto 1921.

La Riforma sociale, da Anno XXVIII, Vol. XXXII, fasc. 3-4, Marzo-Aprile 1921, a Anno XXIX, Vol. XXXIII, fasc. 5-6, Maggio-Giugno 1922.

La vita cittadina, Comune di Bologna, Anno VI, 1920, n. 11-12.

La Vita Italiana, da Anno IX, fasc. C, 15 Aprile 1921, a Anno X, fasc. CXIV, 15 giugno 1922.

L'Economista, Anno XLVIII, n. 2440 a 2477, 2479 a 2498, 2502 a 2503, 2506 a 2510.

Listino dei prezzi della Camera di Commercio e Industria di Milano, Anno I, dal n. 1 al n. 18; supplemento al n. 34 (Numeri indici dei prezzi all'ingrosso del mercato di Milano, Maggio-Dicembre 1921); supplemento al N. 18, Anno II.

L'Italia che scrive, Anno IV, n. n. 6, 8, 9, 10, 11, 12; Anno V, n. n. 1, 2, 3, 4, 5, 6.

Lo stato civile italiano, Anno XXI, n. 7-8, 1921, Aprile.

Notiziario del Lavoro (CONSORZIO LOMBARDO FRA INDUSTRIALI MECCANICI E METALLURGICI), Anno I, fascicoli VII, Aprile 1922, VIII, Maggio 1922.

Notizie periodiche di statistica agraria (MINISTERO PER L'AGRICOLTURA), da Anno X, fasc. 12, Giugno 1920, a Anno XII, fasc. 5, Ottobre 1921.

Nuovo Convito, Anno VI, n. n. 1-2-3, 6-7, 8-9-10, 11-12.

Problemi Italiani, da Anno I, fasc. 1°, 15 febbraio 1922, a Anno I, fasc. 3, 15 Marzo 1922.

Rassegna della Previdenza Sociale, da Anno VIII, n. 2, Febbraio 1921 a Anno IX, n. 5, Maggio 1922.

Rassegna di studi sessuali, Anno I, n. n. 1, e 5, Anno II, n. 1.

Rassegna economica finanziaria (BANCA ITALIANA DI SCONTO), da n. 17, Marzo 1921 a n. 23, Ottobre 1921.

Rassegna statistica-igienico-sanitaria (MUNICIPIO DI GENOVA), Anno XLVI, n. n. 9 e 10, Anno XLVII, n. n. da 1 a 12.

Rivista Bancaria (ASSOCIAZIONE BANCARIA ITALIANA), da Anno II, n. 3, 20 Marzo 1921, a Anno III, n. 4, 20 Aprile 1922.

Rivista del Diritto Commerciale e del Diritto generale delle Obbligazioni, da Anno XVIII, n. 11-12, Novembre-Dicembre 1921, a Anno XX, n. 3-4, Marzo-Aprile 1922.

Rivista di Economia e Finanza, da Anno I, fasc. I, 1° Giugno 1921, a Anno II, fasc. IX, 1° Febbraio 1922.

Rivista di Filosofia, Anno XIII, n. 1, Gennaio-Marzo 1921.

Rivista di Politica Economica, da Anno XI - 1921, fasc. II. a Anno XII - 1922, fasc. III.

Rivista di Roma, da Anno XXV, n. 1-6, 1° Gennaio - 15 Marzo 1921, a Anno XXV n. 19, 1° Ottobre 1921.

Rivista di sociologia hallesista, da Anno I, Dicembre 1921, a Anno II, n. 6, Giugno 1922.

Rivista Internazionale di Sanità pubblica (LEGA DELLE SOCIETÀ DELLA CROCE ROSSA), da Vol. II, n. 2, Marzo-Aprile 1921, a Vol. II, n. 6, Novembre-Dicembre 1921.

Rivista Internazionale di Scienze Sociali e Discipline Ausiliarie, da Anno XXIX, Febbraio 1921, a Anno XXX, Febbraio 1922.

Rivista Italiana di Sociologia, Anno XXIV, Ottobre-Dicembre 1920, fasc. IV, Anno XXV, Gennaio-Giugno 1921, fasc. I-II.

Rivista Italiana militare, Anno I, n. 1, Gennaio 1922.

Rivista Romana, Anno I, n. 1-2, 15 Novembre - 15 Dicembre 1921.
Anno II, n. 2-3, Febbraio-Marzo 1922.

Scientia, da 1 - III - 1921, Anno XV, Vol. XXIX, n. CVII - 3, a 1 - VI - 1912, Anno XVI, Vol. XXXI, n. CXXII - 6.

Studi Senesi nel Circolo Giuridico della R. Università, Vol. XXXVI (Vol. XI della II serie), fasc. 1-2, 1921.

Ufficio Municipale del Lavoro di Roma - Bollettino Mensile, Anno IV, 1921, n. n. 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12; Anno V, 1922, n. n. 1 - 2, 3, 4.

Ufficio Provinciale del Lavoro - Roma, Bollettino mensile, Anno I, 1922, n. 1, Gennaio, n. 2, Febbraio, n. 3-4 Maggio-Aprile.

* * *

Aperçu statistique du Commerce extérieur de la République Tchécoslovaque, année 1922, n. 1, janvier; n. 2, février.

Bulletin de la Statistique générale de la France et du Service d'observation des Prix, Tome XI, fasc. I, Octobre, 1921 — Tome XI, fasc. II, Janvier, 1922 — Tome XI, fasc. III, Avril, 1922.

Journal de la Société de Statistique de Paris, Soixante - deuxième année, de n. 3, Mars, 1921, à n. 6, Juin, 1922.

Le Moniteur des Assurances, Tome LIII, n. n. 630 à 639, Tome LIV, n. n. 640 à 645.

Le Producteur, de la 2^{ème} Année, Tome III, n. 8, Février, 1921 à la 3^{ème} année, Tome VIII, n. 18, Avril-Mai 1922.

Revue Anthropologique (INSTITUT INTERNATIONAL D'ANTHROPOLOGIE) Trente - deuxième année, n. 1-2, Janvier - Février, 1922.

Revue de l'Institut de Sociologie (INSTITUTS SOLVAY), Première année, de Tome II, n. 1, Janvier, 1921, à n. 2, Mars 1922.

Revue des Valeurs de l'Afrique du Nord, Algérie - Tunisie - Maroc,
12^e année, n.n. 10 à 24, (Mars-Octobre 1921); 13^e année, n. 1 à 10.

Revue du travail (ROYAUME DE BELGIQUE - MINISTÈRE DE L'INDUSTRIE, DU TRAVAIL ET DU RAVITAILLEMENT), 22^e année, n. 3, mars 1921 à n. 6, Juin, 1921, n. 11, Novembre 1921; 23^e année, n. 1, Janvier, 1921.

Revue économique française (SOCIÉTÉ DE GÉOGRAPHIE COMMERCIALE DE PARIS), Nouvelle série — Tome XLIII, n. 4, Juillet - Août, 1921, n. 6 Novembre-Décembre, 1921 — Tome XLIV, n. 1, Janvier-Février, 1922.

Revue Internationale du Travail (BUREAU INTERNATIONAL DU TRAVAIL) de Vol. I, n. 1, Janvier, 1921 à Vol. V, n. 6, Juin 1922.

Revue Sociale (MINISTÈRE SOCIAL ET DE L'ADMINISTRATION GÉNÉRALE DES AFFAIRES SOCIALES DE LA FINLANDE), 1920, n. 1 à n. 6; 1921, n. 1 à n. 6.

Royaume de Belgique — Bulletin Trimestriel publié par le Bureau de la Statistique Générale, 6^e année, n.n. 25, 26, 27; 7^e année, n. 28; 8^e année, n. 29.

Société des Nations — Bulletin Mensuel de Statistique 2^e année (1920-1921) n.n. 10, 11, 12 - 3^e année (1922) n.n. 1, 2, 3, 4, 5.

Viribus Unitis, 1921, n. 1, n. 2, n. 3.

* * *

Bank of Finland, Monthly Bulletin, 1921, n. 1-9, 10, 11, 12; 1922, n. 1, 2, 3.

Bulletin of the National Association of Wool Manufacturers, Vol. LI, n. 1, January, 1921, Vol. LI, n. 2 April, 1921, Vol. LI, n. 3, April, 1921, Vol. LI, n. 4, October, 1921, Vol. LI, n. 1, January, 1922, Vol. LI, n. 2, April, 1922.

Commerce Reports (DAILY CONSULAR AND TRADE REPORTS, ISSUED DAILY BY THE BUREAU OF FOREIGN AND DOMESTIC COMMERCE DEPARTMENT OF COMMERCE) from October 28, 1920, n. 254 to August 26, 1921, n. 199.

Dominion of New Zealand - Monthly Abstract of Statistics, Vol. 8, n. 5, 12, (May-December, 1921), Vol. 9, n. 1-3, (January, February, March, 1922).

Ecology, Vol. II, n. 1, January, 1921; Vol. II, n. 2, April, 1921; Vol. II, n. 4, October, 1921; Vol. III, n. 1, January, 1922; Vol. III, n. 2, April, 1922.

Economica, n. 3, October 1921; n. 4, January 1922; n. 5, June 1922,

Journal of Educational Research, Vol. III - Vol. V (January 1921 to May 1922).

Journal of Social Hygiene, Vol. VII, n. 1 to 4 (January 1921 to October 1921); Vol. VIII, n. 1, January, 1922; Vol. VIII, n. 2, April, 1922.

Journal of the American Statistical Association, n. 133 to 137 (March 1921 to March 1922).

Journal of the Royal Statistical Society, Vol. LXXXIV, Part II. to Vol. LXXXV, Part II (March 1921 to March 1922).

Monthly Crop Reporter (SECRETARY OF AGRICULTURE, U. S. A.) Vol. 7, n. n. 2 to 12.

Monthly Labor Review (U. S. A. DEPARTMENT OF LABOR-BUREAU, LABOR STATISTICS), Vol. XI, n. 1, July, 1920; Vol. XIII, n. 1, July, 1921; Vol. XIII, n. 2, August, 1921.

Monthly Vital Statistics Review (NEW-YORK STATE, DEPARTMENT OF HEALTH) to Vol. I - Vol. II - Vol. III, n. n. 1, 2, 3.

Political Science Quarterly, Vol. XXXVI, n. 1-4 (March to December 1921); Vol. XXXVII, n. 1, March, 1922.

Proceedings of the Casualty Actuarial Society, Vol. VII, Part I, and Part II, Vol. VIII, Part I, November 18, 1921.

Quarterly Return of Marriages, Births and Deaths registered in England and Wales, n. 288 to 292.

Special Bulletin (STATE OF NEW-YORK, DEPARTMENT OF LABOR), from n. 106, July, 1921 to n. 110, April 1922.

Statistical Bulletin (METROPOLITAN LIFE INSURANCE CO.), Vol. II,
n. n. 1 to 4, 8 to 12; Vol. III, n. n. 1 to 3.

The American Economic Review, from Vol. X, n. 4, December,
1920, to Vol. XII, n. 2, June, 1922.

The Bulletin (NEW-YORK STATE INDUSTRIAL COMMISSION), Vol. 6,
from n. 4, January, 1921, to n. 12, September 1921.

The Classical Journal, Vol. XVI, March 1921, n. 6.

The Classical Review, Vol. XXXV, February-March, 1921, n. 1-2,

The Economic Journal, Vol. XXXI, n. 121, March, 1921; Vol.
XXXI, n. 122, June, 1921.

The Eugenics Review, from Vol. XIII, n. 1, April, 1921 to Vol. XIV,
n. 1 April 1922.

The Guaranty News (THE GUARANTY CLUB OF NEW-YORK) from
Vol. X, n. 6, August 1921 to Vol. XI, n. 1, April, 1922.

The Guaranty Survey (GUARANTY TRUST COMPANY OF NEW-YORK),
August-December 1921.

The Journal of Political Economy, Vol. XXIX, n. 1, January
1921 to n. 10, December 1921, Vol. XXX, n. 1, February, 1922
to n. 3, June 1922.

The Market Reporter (U. S. DEPARTMENT OF AGRICULTURE), Vol. 3,
n. n. 6 a 26; Vol. 4, n. n. 1 a 23.

The Ohio Journal of Science, Vol. XXII, N. 5, March, 1922.

The Quarterly Journal of Economics, vol. XXXV, n. 3, may, 1921
vol. XXXVI, n. 1, november 1921 to n. 3, may 1922.

The Review of Economic Statistics, Preliminary Volume 2, n. 7,
July, 1920 to n. 12, December 1920; Prel. Vol. 3, n. 1, January
1921 to n. 12, December 1921; Prel. Vol. 4, n. 1, January, 1922
to n. 2, April 1922.

The Social Hygiene Bulletin, Vol. VIII, n. n. 3 a 12; Vol. IX, n. n. 1 a 6.

Weather Crops and Markets (UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE), Vol. I, n. n. 1 to 21.

* * *

Archiv für Rassen u. Gesellschafts Biologie, 14 Band, 1 Heft, Februar 1922.

Archiv für Soziale Hygiene und Demographie, 14. Band, n. n. 3, 4,

Deutsches Statistisches Zentralblatt, 13 Jahrang, n. 1-2, Januar-Februar 1921, bis n. 9-10, November-Dezember 1921, 14 Jahrang, n. 1-2, Januar-März 1922.

Monatliche Nachweise über den Auswärtigen Handel Deutschlands (STATISTISCHEN REICHSAMT), September 1921 bis Dezember 1921, Januar 1922 bis April 1922.

Schmollers Jahrbuch für Gesetzgebung, Verwaltung und Volkswirtschaft im Deutschen Reiche, 45 Jahrang, Erstes Heft, 1921.

Statistische Monatschrift (STATISTISCHE ZENTRAL - KOMMISSION) 3 Folge, III Jahrang, 1921, Heft 1 bis 3, Heft 4 bis 6.

Weltwirtschaftliches Archiv, Band 16, Heft 4, 1 April 1921; Band 17, Heft 1, 1 Juli, 1921 bis Heft 4, 1 April 1922.

Wirtschaft und Statistik (STATISTISCHEN REICHSAMT), Jahrg. 1, n. 11 und n. 12.

Zeitschrift für schweizerische Statistik und Volkswirtschaft, 57 Jahrgang, 1921, Heft 1 bis Heft 3; 58 Jahrgang, 1922, Heft 1.

Zeitschrift für Volkswirtschaft und Sozialpolitik, 1, Band, 1-3, Heft bis 10-12 Heft.

* * *

Arquivo de Anatomia e Antropologia (INSTITUTO DE ANATOMIA-FACULTADE DE MEDICINA DA UNIVERSIDADE DE LISBOA), Vol. V. 1919 (n. 3), Vol. VII. 1921 (n. 1).

* * *

Boletin de Estadistica (DIRECCIÓN GENERAL DEL INSTITUTO GEOGRAFICO Y ESTADISTICO), 1920, Noviembre, Diciembre, resumen del año 1920.

El Comercio Exterior Argentino, DIRECCIÓN GENERAL DE ESTADISTICA DE LA NACION), Boletin n. n. 185, 186, 187.

Ethnos, Tomo 1, n. 6 y 7, Sep. y Oct. 1920, n. n. 8-12, Nov. 1920, a Mzo. 1921.

Revista de Ciencias Económicas, Año IX, serie II, n. 4. Año X, Serie II, n. 6-7, n. 8-9.

Revista de Economia Argentina, Año 3º, n. 29-30, Noviembre y Diciembre de 1920 - n. 36, Junio de 1921; Año 4º n. 37, Julio de 1921 - n. 43, Marzo de 1922.

* * *

Eesti sisse-ja Väljavedu, 1920 Aastal, esimesel poolaastal 1921, Kolmandal veerandaastal 1921, Oktobris 1921 aastal, Novembris 1921 aastal.

Eesti statistika Zuukiri, 1922, n. n. 1-2, 3-4.

Eesti transit Kanbandus Venemaaga, Septembris-Detsembris 1921 a.

* * *

Norges Offisielle Statistikk, Månedsgaver over Vareomsetningen med utlandet, STATISTISKE CENTRALBYRÅ, Mai - Desember, 1921; Januar - April, 1922.

Norges Offisielle Statistikk, Meddelelser fra det Statistiske Centralbureau, 39 Bind, nr. 5-12, 1921.

**Norges Offisielle Statistikk, Statistiske Meddelelser (STATISTISKE
CENTRALBYRÅ),** 1922, n. 2-4.

Scandinavisk Aktuarietidskrift, 1918, Hafte 1-4; 1919, Hafte 1-4;
1920, Hafte 1-4; 1921, Hafte 1-4; 1922, Hafte 1-2.

* * *

Social Tidskrift (SOCIALMINISTERIÖCH OCH SOCIALSTYRELSEN I FINLAND),
1921, Femtonde årgången, n. 10.

**Sosialinen Aikakauskirja, (SOSIALMINISTERIÖN JA SOSIA利HALLITU-
KSEN JULKAISEMA),** 1921, Viidestoista Vuosikerta, n. 10.

* * *

**Maandbericht van Het Bureau van Statistiek der Gemeende
Amsterdam,** 27 Jaargang, n. 1, Januari 1921 - n. 12, December
1921; 28 Jahrgang, n. 1, Januari 1922 - n. 3, Maart 1922.

* * *

**Cenové Zprávy, STATUÍHO ÚRADU STATISTICKÉHO REPUBLIKY ČESKO-
SLOVENSKÉ),** Année 1921, n. 1, 2.

Ceskoslovenský Statistický Věstník (STATNÍ ÚŘAD STATISTICKÝ),
Ročník II, Sest 4-10, Ročník III, Sest 1-7.

**Statistický Přehled Zahraničního Obchodu Republiky Českoslo-
venské, Année 1921, n.n. 1-8.**

Zprávy Statuního Úradu Statistického Republiky Československé,
Année 1920, n.n. 1-10, 14-22; Année 1921, n.n. 1-18; Année
1922, n.n. 1, 2.

LIBRI, ANNUARI, OPUSCOLI,
ESTRATTI, ECC.

BOOKS, YEARBOOKS, PAM-
PHLETS, REPRINTS, ETC.

LIVRES, ANNUAIRES, BROCHURES,
EXTRAITS, ETC.

BÜCHER, JAHRBÜCHER, BROSCHÜREN,
SEPARATABDRÜCKE, USW.

E. ALBONICO, *Saggio di una prima inchiesta sulla emigrazione italiana in Europa*, Milano 1921.

L. AMOROSO, *Lezioni di matematica finanziaria*, Napoli, 1921.

R. BACHI, *L'Italia economica nel 1920, Annuario della vita commerciale, industriale, agraria, bancaria, finanziaria e della politica economica*, anno XII, Città di Castello, 1921.

BANCA COMMERCIALE ITALIANA, *Cenni statistici sul movimento economico dell'Italia*, annata XII, volume XIV, Milano, giugno 1921.

BANCA POPOLARE DI MILANO, *Onoranze a Luigi Luzzatti*, Milano, 1921.

A. BÉGUINOT, *Appunti sulla genetica di un interessante papavero: Papaver sinense (Rchb.) Rég n. comb.* (Estratto dal « Bull. dell'Ist. Bot. della R. Università di Sassari » Tomo I, Mem. IV (febbraio 1922).

A. BÉGUINOT, *Achille Terracciano e la sua opera botanica (con ritratto)*. Estratto dal « Bull. dell'Ist. della R. Università di Sassari » Vol. II, fasc. I, mem. V (febbraio 1922).

A. BÉGUINOT *Ricerche intorno al Poliformismo della « Stellaria Media (L.) Cir. » in rapporto alle sue condizioni di esistenza*, Ferrara, Industrie grafiche italiane, 1921.

A. BERNARDINO, *Tributi e bilanci in Sardegna nel primo ventennio della sua annessione al Piemonte (1721-1740), Contributo alla illustrazione della finanza sabauda nell'Isola*, con prefazione di G. PRATO Torino, 1921.

B. BRESCHI, *La dottrina della guerra nel diritto internazionale*, Roma 1922.

A. CABIATI, *L'equilibrio economico di guerra e il controllo dello Stato*, Estratto dalla « Rivista Bancaria » anno II, n. 12, dicembre 1921, Milano, 1921.

CAMERA DI COMMERCIO DI MILANO, *Il consumo del pane di forma popolare come indice del tenore di vita nelle varie zone della città di Milano*, Milano, 1921.

CAMERA DI COMMERCIO E INDUSTRIA DI MILANO (UFFICIO DI STATISTICA), *Il consumo del tabacco nelle varie zone della città di Milano prima e dopo la guerra*, Milano, 1921.

CAMERA DI COMMERCIO ED INDUSTRIA DI BRESCIA, *Variazioni nella produzione industriale della Provincia di Brescia durante il 1919 a causa degli scioperi e della diminuzione degli orari di lavoro*, Brescia, 1920.

CAMERA DI COMMERCIO UNGARO-ITALIANA, *L'economia nazionale della Ungheria mutilata*, Budapest, 1921.

FILIPPO CARLI, *Il problema dell'importazione nel momento presente, Relazione al Congresso Nazionale per l'esportazione*, Brescia, Casa Editrice Pia, 1921.

CARNEADE, *L'inchiesta su le materie prime*, « Critica Sociale », 16-30 novembre 1921.

CASSA NAZIONALE D'ASSICURAZIONE PER GL'INFORTUNI SUL LAVORO, *Annuario 1921*, Roma, 1921.

CASSA NAZIONALE D'ASSICURAZIONE PER GLI INFORTUNI SUL LAVORO, *Schema di statistica degli infortuni sul lavoro*, Roma, 1921.

L. CASTALDI, *Metodi moderni di calcolo statistico e di rappresentazione grafica in biologia*, (Estratto dal « Monitore Zoologico Italiano », fasc. XXXII, N. 3-4 e 8-9, 1922).

R. CESSI, *La crisi agricola negli stati veneti a metà del sec. XVIII*, Venezia, 1921.

A. CHIAPPELLI, *Distruzione e ricostruzione civile*, Taddei, Ferrara, 1922.

E. CIACERI, *Il mio trasferimento alla R. Università di Napoli e il Ministro Croce*, Napoli, 1922.

F. COLETTI, *Del carattere e dell'opera di Luigi Bodio*, Estratto dalla « Rivista Bancaria », marzo 1921, Milano, 1921.

P. COLOMBO, *Mondo politico contro mondo economico, Per un Governo autonomo degli interessi economici*, Milano, « La stampa Commerciale », 1922.

COMMISSIONE REALE D'INCHIESTA SULLE VIOLAZIONI DEL DIRITTO DELLE GENTI COMMESSE DAL NEMICO, *Relazioni*:

- Vol. I, *La partecipazione della Germania — Danni ai monumenti*, Roma, 1920.
- Vol. II, *Mezzi illeciti di guerra*, Roma, 1920.
- Vol. III, *Trattamento dei prigionieri di guerra e degli internati civili*, Roma, 1920.
- Vol. IV, *L'occupazione delle Province invase*, Roma, 1920.
- Vol. V, *Legislazione e amministrazione del nemico nelle Province invase*, libro primo e libro secondo, Roma, 1921.
- Vol. VI, *Documenti raccolti nelle Province invase*, Roma, 1920.
- Vol. VII, *Sottoscrizione forzosa ai prestiti di guerra nelle Province redente*, Roma, 1921.

COMUNE DI MILANO, *Annuario Storico-Statistico 1919*, Milano, dicembre 1921.

ENRICO CORRADINI, *L'officina delle classi*, « Corriere Mercantile », 13-14 giugno 1921.

E. CORRADINI, *L'unità e la potenza delle Nazioni*, Firenze, Vallecchi, 1922.

E. COSTA, *Pel settimo centenario dell'Università di Padova*, discorso letto nell'Università di Bologna il 9 gennaio 1922, Bologna 1922.

CREDITO ITALIANO, *L'economia italiana nel suo divenire durante l'ultimo venticinquennio e nelle sue condizioni attuali*, 2 vol., Milano, 1920.

CREDITO ITALIANO, *Società Italiane per Azioni, Notizie statistiche*, 1920, 4 vol., Milano, 1921.

U. DA COMO, *Albe bresciane di redenzioni sociali alla fine del secolo XVIII, Prolusione alla Scuola Superiore di studi sociali, Brescia 6 novembre 1921*, Brescia, 1922.

A. DE PIETRI TONELLI, *Lezioni di Politica Commerciale, Il Commercio Internazionale sotto l'aspetto statistico*, dettate nel R. Istituto Superiore di Studi Commerciali di Venezia, dispense n. 27, 28, 29, 30, 31, 32, 33, Rovigo, 1921.

A. DE PIETRI TONELLI, *Il Commercio internazionale sotto l'aspetto statistico, Lezioni di politica commerciale*, R. Scuola Superiore di Commercio in Venezia, 1920-21.

S. DE SANCTIS, *Riformare la Scuola!* Edizione dell'Istit. Ital. d'Igiene, Previdenza ed Assistenza Sociale. Roma, 1922.

P. DEL ZANNA, *Roma e il mezzogiorno, articoli estratti da «Roma Marittima» (anni 1916-1920)*, Roma, 1922.

D. DONATI, *La persona reale dello Stato*. Estratto dalla «Rivista di diritto pubblico», anno 1921, Parte I, Milano 1921.

L. EINAUDI, *Gli ideali di un economista*, Firenze, 1921.

P. ENRIQUES, *Esattezza e fissità del ciclo biologico*, prolusione al corso di zoologia, letta nell'Università di Padova il 20 gennaio 1922, Padova, 1922.

G. FASOLIS, *La doppia imposizione. La legislazione fiscale italiana relativa alla doppia imposizione*, (Estratto dal «Bulletin de l'Institut Intermédiaire International de la Haye», ottobre 1920).

G. FASOLIS, *Le doppie imposizioni. Concetto fondamentale. Quando si verificano. Come possono essere evitate* (Estratto dalla «Rivista di diritto pubblico», Anno 1921. Parte I).

G. FASOLIS, *L'imposizione dell'Acquisto Congiunturale, Successioni e Donazioni*, Torino, Anonima Libraria Italiana.

G. FASOLIS, *Le doppie imposizioni*, Città di Castello, Lapi 1914.

FEDERAZIONE ITALIANA DEI CONSORZI AGRARI, *I consorzi agrari cooperativi italiani e le società affini, note statistiche: 1910-1920*, Piacenza, 1921.

C. F. FERRARIS, *Disposizioni per la sistemazione della Gestione Statale dei Cereali*. Relazione letta in Senato nella tornata del 26 Febbraio 1921, Roma, 1921.

C. F. FERRARIS, *Cinque anni di Rettorato nella R. Università di Padova 1891-92 al 1895-96, Ricordi in occasione del Settimo Centenario 1922*, Roma 1922.

FERROVIE DELLO STATO, UFFICIO CENTRALE DI STATISTICA, *Statistica dell'esercizio, anno 1917, Parte I, II, III*. Firenze 1921.

F. FLORA, *Manuale di Scienza delle Finanze*, sesta edizione, Livorno, 1921.

G. FOLCHIERI, *Legge e Libertà*. Estratto dalla «Rivista di Filosofia», Anno VII, n. 2, aprile - maggio 1915.

G. FOLCHIERI, *Il carattere dell'opera di G. B. Vico (Rapporti tra storia e filosofia)*, Perugia, 1913.

G. FOLCHIERI, *Gian Vincenzo Gravina giurista e filosofo*, Discorso letto in « Arcadia » il 7 Giugno 1918 in ricordo del 2.º centenario dalla morte di G. V. G., Roma, 1919.

F. FRASSETTO, *Altre forme della legge che vincola i pesi alle stature negli adulti*, Estratto dal vol. XXXI, serie 5^a, 1^o sem. fasc. 8^o degli « Atti della Reale Accademia Nazionale dei Lincei ».

F. FRASSETTO, *Delle leggi che vincolano i pesi alle lunghezze del corpo dell'uomo alla nascita*, Estratto da « La Clinica Pediatrica », 1922, Anno IV, Fasc. V.

F. FRASSETTO, *Delle relazioni fra il peso e la statura nell'uomo adulto*, nota presentata alla Reale Accademia Nazionale dei Lincei dal Socio G. CIAMICIAN, Estratto dal vol. XXX, serie 5^a, 2^o sem, fasc. 12^o — Seduta del 18 dicembre 1921.

F. FRASSETTO, *Delle relazioni fra il peso e la statura nell'uomo adulto*. Estratto da « La Medicina Italiana » 30 gennaio 1922, n. 1.

F. FRASSETTO, *Il binomio di Newton e la classificazione senaria dei valori antropometrici*, estratto dalla « Rivista di Antropologia », Vol. XXV, Roma, 1922.

F. FRASSETTO, *Sulla ripartizione senaria dei valori seriali inerenti a lunghezze, volumi, pesi, indici, ecc. in antropometria e in biometria*, estratto dalla « Rivista di Antropologia », Vol. XXV, Roma, 1922.

E. GAETANI, *Disoccupazione e collocamento nel Comune di Cremona ed Uniti*, Cremona, 1921.

R. K. GARDINER, *Madre e figlia, Documenti di educazione sessuale*. Edizione dell'Istit. Ital. d'Igiene, Previdenza ed Assistenza Sociale, Roma, 1922.

A. GARINO CANINA, *Il problema delle industrie naturali*, in « Studi del Laboratorio di « S. Cognetti De Martiis », Asti, Paglieri e Raspi, 1920.

U. GIUSTI, *Firenze nel decennio 1911-1920*, estratto dall' « Annuario statistico del Comune di Firenze », Anno XV-XVI — 1917-18, Firenze, 1921.

C. GOVONI, *Poesie scelte (1903-1918)*, Taddei, Ferrara, 1920.

A. GRAZIANI, *Ricardo e J. S. Mill*, Bari, 1921.

C. GRILLI, *Il protezionismo dopo la guerra*, Roma, 1921.

ISPETTORATO DI SANITÀ MILITARE, UFFICIO STATISTICA, *Relazione medico-statistica delle condizioni sanitarie del R. Esercito (1 gennaio 1909-31 luglio 1914.)* Roma 1921.

ISTITUTO GIURIDICO DELLA UNIVERSITÀ DI PERUGIA, *Annali della Facoltà di Giurisprudenza*, vol. XXXII, 1920, serie IV, vol. II., Roma, 1921.

ISTITUTO NAZIONALE DELLE ASSICURAZIONI, *Relazioni del Consiglio di Amministrazione e del Collegio dei Sindaci sul Bilancio al 31 dicembre 1920*, Roma, 1922.

ISTITUTO PER LA STORIA DELL'UNIVERSITÀ DI PADOVA, *Memorie e Documenti per la Storia dell'Università di Padova*, vol. I, Padova 1922.

G. M. LEI-SPANO, *La Questione Sarda, con dati originali e prefazione di LUIGI EINAUDI*, Torino, 1922.

E. LEVI, *I partiti e la salute della stirpe*, Edizione dell'Istit. Ital. d'Igiene. Previdenza ed Assistenza Sociale, Milano, 1921.

E. LEVI, *La medicina sociale in difesa della vita e del lavoro*, con prefazione di LUIGI LUZZATTI, Roma, 1921.

E. LEVI, *Utilizzazione ed adattamento delle case popolari per la lotta antitubercolare, bonifica dell'unità familiare*, Roma, 1921.

S. LISSONE, *Contributo dell'Agricoltura alla ricostruzione economica del Paese*. Estratto dagli «Annali della R. Accademia d'Agricoltura di Torino», vol. LXIV.

L. LIVI, *Lo spirito di previdenza e il monopolio delle assicurazioni sulla vita*, Circolo di studi Economici, Trieste, 1922.

E. C. LONGOBARDI, *La conferma del Marxismo*, Città di Castello, 1921.

L. LUZZATTI, *Il Centenario delle Casse di Risparmio Venete*. Discorso inaugurale, tenuto a Venezia, pel centenario delle prime Casse di Risparmio venete fondate il 12 febbraio 1822. Dalla «Nuova Antologia» 16 Febbraio 1922, Roma, 1922.

L. LUZZATTI, *I nuovi ordinamenti tecnici delle industrie in relazione all'obbligo internazionale delle otto ore di lavoro*, discorso inaugurale del corso di Conferenze sui «Problemi economici industriali» tenuto nella sede della R. Scuola di Magistero in Roma, domenica 26 febbraio 1922, Roma, 1922.

L. LUZZATTI, *I partiti liberali e la cooperazione in Italia*, conferenza tenuta il 16 settembre 1921 al «Corso Superiore di Cooperazione e Mutualità Agraria in Roma» Roma, 1921.

ETTORE MAGNI, *La pressione delle imposte dirette in Italia, Necessità della loro revisione*, «Athenaeum», Roma, 1921.

G. MAGRINI, *Le iniziative economiche che l'Italia può sviluppare in Anatolia*. Dagli «Atti del Convegno per l'Anatolia», Roma, 21-23 aprile 1921, Roma 1921.

G. MAGRINI, *La missione italiana per l'esplorazione dei mari di levante, Relazione preliminare*, Roma 1921.

G. MATTEOTTI, *La finanza italiana nel 1921 e alcune note economiche*, estratto dall'«Almanacco socialista» 1922, Milano, 1922.

G. MATTEOTTI, *Notizie intorno alle imposte in Italia, alla loro pressione e distribuzione*, (Dalla «Nuova Antologia»), 16 aprile 1922.

G. MENZ, *Osservazioni sull'anatomia degli organi vegetativi delle specie italiane del genere Allium (Tourn.) L. appartenenti alla sezione «Molium» G. Don* (Estratto dal «Bull. dell'Ist. Bot. della R. Università di Sassari» Tom. I, mem. V, febb: 1922).

R. MICHELS, *La teoria di Marx della miseria crescente*, Torino 1922.

S. MINETOLA, *Di alcuni problemi di statistica che conducono ad estendere il concetto di probabilità*, Estratto dal «Giornale di Matematica Finanziaria», Anno II, vol. II, n. 3-4, sett.-dic. 1920.

MINISTERO DELL'INDUSTRIA E DEL COMMERCIO DI ROMANIA, *La Romania Economica*, Milano, 1921.

MINISTERO PER IL LAVORO E LA PREVIDENZA SOCIALE, UFFICIO CENTRALE DI STATISTICA, *Movimento della popolazione secondo gli atti dello stato civile nell'anno 1917 e notizie sommarie per gli anni 1918 e 1919*, Roma 1921.

MINISTERO PER IL LAVORO E LA PREVIDENZA SOCIALE, *Notizie sommarie sul movimento della popolazione nel Regno (entro gli antichi confini) per matrimoni, per nascite e per morti durante il 1920*, Roma, 1922.

R. MONTESSORI, *Il diritto d'opzione nella emissione di nuove azioni*, Estratto dalla «Rivista del diritto commerciale e del diritto privato delle obbligazioni», anno XIX, n. 8-9-10 — parte I^a, Milano, 1921.

A. M. M. MONTIJJ, *Un nuovo principio di diritto internazionale*, L'Aia, 1919.

G. MORTARA, *Lezioni di Statistica Metodologica*, dettate nel R. Istituto Superiore di Scienze Economiche e Commerciali di Roma, Città di Castello, 1922.

F. NATOLI, *Verso il tramonto del capitalismo?* Discorso inaugurale per il secondo anno accademico dell'«Istituto Superiore di Studi Commerciali e Coloniali di Palermo», pronunciato il 1 dicembre 1920 alla presenza di S. A. R. il Duca delle Puglie, Palermo 1921.

SERGEI NILUS, *L'Internazionale Ebraica — Protocolli dei «Savi Anziani» di Sion*, versione italiana con appendice, Roma 1921.

V. PEGLION E A. SERPIERI, *Appunti sulla economia agraria dell'Istria*, Piacenza, 1921.

A. PIPERNO, *Salute, letture d'igiene ad uso delle scuole e delle famiglie*, con prefazione di ETTORE LEVI e introduzione di ANGELO CELLI, Roma, 1921.

A. RAVÀ, *Filosofia del Diavolo*, Estratto dalla «Rassegna Moderna» anno I, fasc. II. Palermo.

A. RAVÀ, *Usi civici e terre comuni in Sicilia*, Palermo, 1922.

R. UNIVERSITÀ DI CAGLIARI — ISTITUTO ECONOMICO-GIURIDICO, *Studi economico-giuridici pubblicati per cura della Facoltà di Giurisprudenza, Anni X-XII—1918-21*, Cagliari, 1921.

R. UNIVERSITÀ DI PADOVA, *Annuario per l'Anno Accademico 1921-1922 (DCC dalla fondazione)*, Padova, 1922.

R. ISTITUTO SUPERIORE DI STUDI COMMERCIALI DI VENEZIA, *Annuario per l'Anno Accademico 1921-1922 (LIV dalla fondazione)*, Venezia, 1922.

R. ISTITUTO VENETO DI SCIENZE, LETTERE ED ARTI, *Monografie storiche sullo Studio di Padova, Contributo alla celebrazione del VII Centenario dell'Università*, Venezia, 1922.

G. ROCCA, *Un Economista Agrario: Ghino Valenti*, Estratto dalla «Riforma Sociale» fasc. 5-6 — Maggio-Giugno 1921, Torino, 1921.

MARIO ROTONDI, *Riforme, discussioni e proposte in materia d'imposte sulle successioni*, Estratto dalla «Riforma Sociale» 1921.

G. SALEMI, *Il nuovo diritto pubblico e le sue caratteristiche fondamentali*, Estratto dalla «Rivista di Diritto Pubblico», anno 1921, parte 1^a, Milano, 1921.

F. SAVORGNAN, *Demografia di guerra ed altri saggi*, Bologna, 1921.

G. L. SERA, *Alcune osservazioni sulle parabole di altezza del Giardina*. (Estratto dall' « Archivio per l'Antropologia e la Etnologia », vol. XLIV, fasc. 4^o 1914).

G. L. SERA, *L'altezza soprauricolare, la sua tecnica e la valutazione dei due indici ad essa relativi* (Estratto dall' « Archivio per l'Antropologia e la Etnologia » vol. XLV, fasc. 2^o - 1915).

G. L. SERA, *Un foglio di proiezioni per rapporti morfometrici in corpi tridimensionali ed in particolare per la altezza del cranio* (Estratto dal « Monitore Zoologico Italiano » Anno XXVII, n. 6).

G. L. SERA, *Un preteso Hominida miocenico: Sivapithecus indicus* (Estratto dalla « Rivista di Scienze Naturali « Natura », vol. VIII).

G. L. SERA, *Morfologia umana e antropologia* (Estratto dalla Rivista di Scienze Naturali « Natura », Vol. XI, fasc. Aprile-Giugno).

G. L. SERA, *La successione spaziale e cronologica dei tipi etnici nell'Europa settentrionale ed orientale* (Estratto dall' « Archivio per l'Antropologia e la Etnologia », vol. L - 1920 - fasc. 1-4).

G. L. SERA, *È la forma dell' orecchio umano antica o recente ?* (Estratto dal « Giornale per la Morfologia dell'Uomo e dei Primiati », Anno I, Fasc. II, 1917).

G. L. SERA, *Sul significato polifiletico delle differenze strutturali nell'arto inferiore Anthropoidea (mihi)* (Estratto dal « Giornale per la Morfologia dell'Uomo e dei Primiati », Anno II, Fasc. II-III, 1921).

G. L. SERA, *La recente scoperta dell'uomo fossile nell'Africa meridionale*, (Estratto dalla « Rivista di Biologia » Vol. IV, Fasc. I, 1922).

G. L. SERA, *I caratteri antropometrici degli Aymara e il mongolismo primordiale dell' America*, (Estratto dal « Monitore Zoologico Italiano », Anno XXV, N. 9-10-1914).

G. L. SERA, *Indirizzo morfologico e indirizzo morfometrico* (Estratto dall' « Archivio per l'Antropologia e la Etnologia », Vol. XLIV, fasc. 2^o - 3^o, 1914).

G. L. SERA, *I movimenti etnici nel Caucaso* (Estratto dal « Monitore Zoologico Italiano » Anno XXXI, N. 10-11; 1921).

G. L. SERA, *Sul significato della Platicefalia con speciale considerazione della razza di Neanderthal* (Estratto dall' « Archivio per l'Antropologia e la Etnologia » Vol. XL, fasc. 3^o - 4^o e Vol. XLI, fasc. 1^o, 1910-1911).

G. L. SERA, *A proposito del polifiletismo dei Primiati*, Estratto dal « Giornale per la Morfologia dell'Uomo e dei Primiati » vol. IV. — fasc. I. Pavia, 1922.

G. L. SERA, *Risposta al prof. V. Giuffrida-Ruggeri*, Estratto dal « Giornale per la Morfologia dell'Uomo e dei Primiati », Anno III, fasc. II-III, 1921.

SINDACATO NAZIONALE DELLE COOPERATIVE, *Almanacco della Cooperazione indipendente 1922*, Roma 1922.

SOCIETÀ ROMANA DI ANTROPOLOGIA, *Rivista di Antropologia, atti della Società*, vol. XXIV, Roma, 1920-1921.

G. TAGLIACARNE, *Nota sui metodi e sui criteri adottati nella compilazione dei numeri-indici dei prezzi all'ingrosso del mercato di Milano*, Estratto dal « Bollettino Municipale della Città di Milano », febbraio 1922.

M. TEHERKINSKY, *Le « Landschaften » e le loro operazioni di credito ipotecario in Germania (1770-1920)*, Roma, 1922.

J. TIVARONI, *La Cassa di Risparmio di Padova nel suo primo centenario, XII. II. MDCCXXII — XII. II. MCMXII*, Padova, 1922.

UFFICIO CENTRALE DI STATISTICA, *Notizie sommarie sul Movimento della Popolazione nel Regno (entro gli antichi confini) per matrimoni, per nascite e per morti durante l'anno 1920*, Roma, 1922.

FELICE VINCI, *Lesioni di Statistica Economica a cura di D. ABRUZZESE*, Anno Accademico 1921-22.

L. VIVANTE, *Dell'intelligenza nella espressione (Rapporto fra concetto e espressione nella poesia e nella prosa)*. Estratto dalla « Rivista di Filosofia », anno XIII, n. 3, luglio-settembre 1921.

L. VIVANTE, *Della intelligenza nella espressione*, Roma, 1922.

WILHELM VOLZ, *Le basi geografico-economiche della questione dell'Alta Slesia*, Berlino, 1921.

WIERZBICKI, *La verità su l'Alta Slesia (Gli errori dell'economista inglese Keynes)*, discorso pronunziato alla Dieta Polacca, — con fonti e documenti (in francese) —, Roma, 1921.

L. WOLLEMBORG, *Sull'esercizio provvisorio dei bilanci 1921-22*. Discorso pronunciato al Senato nella Seduta del 28 dicembre 1921, Roma 1922.

X. Y., *Nuove teorie e nuove ipotesi in tema di demografia di guerra*, (Estratto dalla « Rivista internazionale di Scienze Sociali » 1921).

G. ZAPPAROLI, *Saggio di versi*, Lucca 1921.

G. ZATTINI, *La produzione dell'uva e del vino in Italia in base alla statistica del dodicennio 1909-1920*, estratto dal fasc. 7 — gennaio 1921 — delle « Notizie periodiche di statistica agraria » del Ministero per l'Agricoltura.

G. ZINGALI, *La rilevazione rappresentativa. Nota di statistica metodologica*, Catania, 1921.

G. ZINGALI, *Del rapporto tra casi di malattia e casi di morte nelle malattie infettive in generale e nel colera e nella peste in particolare*, Catania, Tipog. Moderna.

G. ZINGALI, *Notizie di Statistica giudiziaria penale*, Catania Tipog. Moderna.

F. ZUGARO, *Il costo della guerra italiana*, Roma, 1921.

A. ANDRÉADES, *La vinalité des offices est-elle d'origine byzantine?* Extrait de la « Nouvelle Revue historique de droit français »; T. XLV, 1922, Paris, 1921.

A. ANDRÉADÈS, *Le montant du budget de l'Empire Byzantin*, Extrait de la « Revue des études grecques », tome XXXIV, n. 156, janvier — mars 1921, Paris, 1922.

N. ANGELL, *Le chaos européen*, traduit de l'anglais par ANDRÉ PIERRE, cinquième édition, Paris, 1920.

BANQUE NATIONALE DE GRÈCE, *Compte-Rendu des opérations de l'année 1921*, Athènes, 1922.

BELGIQUE. MINISTÈRE DE L'INTERIEUR, *Annuaire Statistique de la Belgique et du Congo Belge, 1914*, Bruxelles, 1920.

BELGIQUE. MINISTÈRE DE L'INDUSTRIE, DU TRAVAIL ET DU RAVITAILLEMENT, *Statistique des accidents du travail, année 1910, exposé des résultats*, Bruxelles.

VON BERNHARDI, *L'Allemagne et la prochaine guerre*, traduction française avec une préface du Colonel F. FEYLER, Lausanne 1918.

RENÉ E. BOSSIÈRE, *Le règlement d'avaries du grand abordage*, Paris, 1921.

RENÉ E. BOSSIÈRE, *Le "Piano", d'harmonie sociale*, Paris.

BUREAU STATISTIQUE DE L'ETAT, *Annuaire Statistique de la Latvia pour l'année 1920*, Riga, 1921.

BUREAU STATISTIQUE DE L'ETAT EN LATVIA, *Résultats du premier recensement en Latvia en 1920*; Riga, 1921.

BUREAU CENTRAL DE STATISTIQUE DE FINLANDE, *Annuaire Statistique de Finlande*, nouvelle série, XIX année, 1921, Helsinki, 1921.

COMITÉ DES PUBLICATIONS ENCICLOPÉDIQUES SUR LA POLOGNE, *Encyclopédie Polonaise*: vol. II. Parties I. II et III, *Territoire et population de la Pologne*; vol. III, *Vie Economique de la Pologne*; vol. IV, 1^{er} fascicule, *Régime politique et administratif dans la Pologne Prussienne*; Lausanne. 1918-1920.

COMMISSION CENTRALE D'ÉTUDES RELATIVES AU COÛT DE LA VIE (FRANCE), *Compte Rendu des Travaux au cours de l'Année 1920*, Paris, 1922.

CONFÉRENCE FINANCIÈRE INTERNATIONALE, BRUXELLES 1920, *Comptes rendus de la Conférence, Tome II, vol. II: Tome III*, Imprimé par la Société des Nations, Bruxelles, 1920.

CONFÉRENCE FINANCIÈRE INTERNATIONALE. BRUXELLES 1920, *Documents de la Conférence, Memoranda d'experts en matière économique*, Publié par la Société des Nations, London, 1920.

CONFÉRENCE FINANCIÈRE INTERNATIONALE, BRUXELLES 1920, *Documents de la Conférence, Memoranda Statistiques, sur les monnaies et les changes, les finances publiques, et le commerce*, Tome IV, volume IV, Imprimé par la Société des Nations, London, 1920.

J. DE BLOCH, *Evoluion de la guerre et de la paix*, 4 fasc., Paris, 1899.

FINLANDE. BUREAU CENTRAL DE STATISTIQUE, *La République de Finlande. Aperçu économique et financier*, Helsingfors, 1921.

GOUVERNEMENT PROVISOIRE DE LA LATVIA, COMITÉ STATISTIQUE DE L'ETAT *Propriétés foncières en Latvia, La Courlande (Matériaux pour la réforme agraire en Latvia)*; Riga, 1920.

GOUVERNEMENT PROVISOIRE DE LA LATVIA, COMITÉ STATISTIQUE DE L'ETAT: *Résultats de la registration des personnes divisant de la terre en Latvia (Matériaux pour la réforme agraire en Latvia)*, Riga, 1920.

A. GULDBERG, *Une application des polynômes d'Hermite à un problème de statistique*, extrait des « Comptes rendus du Congrès International des mathématiciens », Strasbourg, 22-30 Septembre 1920, Toulouse, 1920.

YVES GUYOT, *Les causes et les conséquences de la guerre*, deuxième édition, Paris, 1915.

A. HENRY, *Études sur l'occupation allemande en Belgique*, Bruxelles, 1920.

K. KAUTSKY, *Comment s'est déclenchée la guerre mondiale*, traduit par VICTOR DAVE, Paris, 1921.

A. S. KLEIN, *La synthèse politique*, préface de M. PAUL GHIO, Paris, Rive, 1922.

C. JACQUART *La population et la guerre* (Extrait du tome V des « Annales de l'Institut Supérieur de Philosophie»), Louvain 1922.

A. E. JANSSEN, *Note sur le projet de Chambre Internationale de Compensation*, (Société des Nations, Commission économique et financière provisoire, Section financière, Genève, 1922).

LETTONIE, DÉLÉGATION LETTONE À LA CONFÉRENCE DE GÈNES, *La Lettonie, Etat actuel et possibilités d'avenir d'une des Républiques Baltiques*, Riga, avril 1922.

R. G. LÉVY, *La juste paix ou la vérité sur le traité de Versailles*, Paris, 1920.

L. LUZZATTI, *La paix monétaire à la Conférence de Gênes*, Roma, Libreria di Scienze e Lettere, 1922.

MAÎTRE X, *Une réforme successorale, Pour protéger nos enfants, pour repeupler la France, pour diminuer nos impôts*, deuxième édition, Paris, 1918.

B. MEIDELL, *Note sur quelques inégalités et formules d'approximation*, in « Skandinavisk Aktuarietidskrift » 1918.

B. MEIDELL, *Quelques inégalités sur les fonctions monotones*, in « Skandinavisk Aktuarietidskrift » 1921.

A. A. MENDES-CORRÈA *Sur quelques différences sexuelles dans le squelette des membres supérieurs*. Extrait des « Comptes rendus des séances de l'Académie des Sciences », t. 172, p. 817, séance du 29 mars 1921, Paris, 1921.

A. A. MENDES-CORRÈA, *De l'asymétrie du squelette des membres supérieurs*, Extrait des « Comptes rendus des séances de l'Académie des Sciences », t. 174, p. 416, séance du 6 février 1922, Paris 1922.

RÉPUBLIQUE FRANÇAISE. PRÉFECTURE DE LA SEINE, *Annuaire statistique de la Ville de Paris, 1915-1918*, Paris, 1921.

RÉPUBLIQUE TCHECO-SLOVAQUE, OFFICE DE STATISTIQUE, *Résultats préliminaires du recensement de la population du 15 février 1921*, Prague, 1921.

CH. RIST, *Les finances de guerre de l'Allemagne*, Paris 1921.

E. ROMER, *La situation économique de la Haute-Silésie et la politique de l'Etat Allemand*, Varsovie, 1921.

G. L. SERA, *Qu'est-ce que l'Antropologie?* (Estratto da « Scientia » vol. XXVIII, Anno XIV (1920), N. CII-10, ottobre 1920).

F. SIMIAND, *Statistique et expérience*, Paris, Rivière, 1922.

SOCIÉTÉ DES NATIONS, *Conférence internationale du Travail, Troisième session*, Genève. *Compte Rendu Provisoire*, n. n. 2, 3, 4, 5, 7, 8, 9, 10, 11, 12, 13, 14, 15, 16, 17, 18 (supplément), 20, 21, 22, 23, 24.

SOCIÉTÉ DES NATIONS. *La situation générale des transports en 1921*, Genève, 1922.

SOCIÉTÉ DES NATIONS, *Memorandum sur les Monnaies, 1913-1921*, Genève, 1922.

SOCIÉTÉ DES NATIONS, *Memorandum sur les Banques Centrales, 1913, 1918-1921*, Genève, 1922.

SOCIÉTÉ DES NATIONS, *Rapport sur la situation sanitaire de l'Europe Orientale en janvier 1922*, Genève, mars, 1922.

C. G. ABBOT, *The Discovery of Helium and what came of it*, from the « Smithsonian Report for 1918 », Washington 1920.

C. G. ABBOT, *The Experiments of Dr. P. W. Bridgman on the Properties of Matter when under High Pressure*, from the « Smithsonian Report for 1918 », Washington, 1920.

C. C. ADAMS, *An Outline of the Relations of Animals to their Inland Environments*, from the « Smithsonian Report for 1917 », Washington, 1919.

J. P. ALTGELD, *Live questions*, 2 voll., Chicago 1890, Springfield, Ill, 1894.

BANK OF FINLAND (STATISTICAL DEPARTMENT), *Year Book 1914-1920*, vol. I, Helsingfors, 1921.

P. BARTSCH, *The Brid Rookeries of the Tortugas*, from the « Smithsonian Report for 1917 », Washington, 1919.

F. A. BATHER, *National Work at the British Museum — Museums and Advancement of Learning*, from the « Smithsonian Report for 1917 », Washington, 1919.

E. W. BERRY, *Paleobotany: A Sketch of the Origin and Evolution of floras*, from the « Smithsonian Report for 1918 », Washington, 1920.

W. BEWERIDGE, *Trusts, An Address at the One Hundred and Thirteenth Dinaer of the National Liberal Club and Economic Circle*, 5th May 1921, London, 1921.

B. BLACKETT, (1) *Memorandum on Double Taxation*, (2) *Note on the Effect of Double Taxation upon the placing of Investments abroad* (League of Nations, Provisional Economic and Financial Committee, Finance Section).

E. F. BLISS, *Some Problems of International Readjustment of Mineral Supplies as Indicated in Recent Foreign Literature*, from the « Smithsonian Report for 1918 », Washington, 1920.

E. L. BOUVIER, *The Psychic Life of Insects*, from the «Smithsonian Report for 1918», Washington, 1920.

A. BRETON, *Europe's Economic and Industrial Recovery, New Problems in Public Finance and Taxation* New York, July, 1920.

BRITISH EMPIRE, *Census of England and Wales 1921, Preliminary Report*, London, 1921.

C. E. P. BROOKS, *The correlation of the quaternary Deposits of the British Isles with those of the Continent of Europe*, from the «Smithsonian Report for 1917». Washington, 1919.

JAMES BROWN SCOTT, *President Wilson's Foreign Policy. Messages, Addresses, Papers*, New York, 1918.

WILLIAM BULLOCH CLARK, from the «Smithsonian Report for 1917», Washington 1919.

D. I. BUSHNELL, *Ojibway Habitations and other Structures*, from the «Smithsonian Report for 1917», Washington, 1919.

CAIRO, MINISTRY OF FINANCE, STATISTICAL DEPARTMENT, *Annual return of Births, Deaths and Infectious diseases registered in Egypt during the year 1919*, Cairo, 1920.

J. CARLILL, *Wind Power*, from the «Smithsonian Report for 1918», Washington, 1920.

A. N. CAUDEL, *An Economic Consideration of Orthoptera directly affecting Man*, from the «Smithsonian Report for 1917», Washington, 1919.

COL. W. P. CHAMBERLAIN, *History of Military Medicine and its Contributions to Science*, from the «Smithsonian Report for 1918», Washington, 1920.

C. V. L. CHARLIER, *Introduction to stellar statistics*, Lund, 1921.

C. V. L. CHARLIER, *How an infinite world may be built up*, Stockholm, 1922.

S. S. CHETVERIKOV, *The fundamental Factor of Insect Evolution*, from the «Smithsonian Report for 1918», Washington, 1920.

E. D. CLARK, *Minimum-Wage Laws of the United States: Construction and Operation*, Washington, 1921.

COMMANDANT A. R. PROJECTILES CONTAINING EXPLOSIVES, from the «Smithsonian Report for 1917», Washington, 1919.

COMMITTEE OF THE PRIVY COUNCIL FOR MEDICAL RESEARCH, *Report of the Medical Research Council for the year 1920-1921*, London, 1921.

O. F. COOK, *Foot Plow Agriculture in Peru*, from the «Smithsonian Report for 1918», Washington, 1920.

O. F. COOK, *Improvements in Cotton Production*, U. S. Department of Agriculture, November, 1921.

M. R. COOPER, R. S. WASHBURN, *Cost of Producing Wheat*, in «Bulletin U. S. Department of Agriculture», n. 943, Avril 30, 1921.

J. M. COULTER, *The Social, Educational, and Scientific Value of Botanic Gardens*, from the «Smithsonian Report for 1917», Washington, 1919.

R. H. CURTISS, *An Account of the Rise of Navigation*, from the «Smithsonian Report for 1918», Washington, 1920.

L. DARWIN, *Organic evolution, Outstanding difficulties and possible explanations*, Cambridge, 1921.

E. E. DAY, *An index of the physical volume of production*, reprinted from « The Review of Economic Statistics », september 1920 - january 1921, Cambridge, Mass., U. S. A. 1921.

K. S. F. ESSCHER, *Some general formulae in the theory of multiple correlation*, The ECONOMIC CLUB, *Family budgets, being the income and expenses of twenty-eight british households, 1891-1894*, London, 1896.

F. Y. EDGEWORTH, *On the Application of Probabilities to the Movement of Gas - Molecules*. From the « Philosophical Magazine », vol. XLIII, February 1922.

BRYNOLF FÄNGE, *On the distances and luminosities of stars of spectral type G as derived from their proper motions*. (« Meddelanden från Lunds Astronomiska Observatorium », serie II, n. 25), Lunds, 1921.

J. W. FERWKES, *Sun Worship of the Hopi Indians*, from the « Smithsonian Report for 1918 », Washington, 1920.

R. A. FISHER, *On the Mathematical Foundations of Theoretical Statistics*, (From Philosophical Transactions of the Royal Society of London Series A, vol. 222).

R. A. FISHER, *On the interpretation of X^2 from contingency tables, and the calculation of P*, reprinted from the « Journal of the Royal Statistical Society », vol. LXXXV, Part. I. january, 1922.

W. M. FLIUDERS PETRIE, *History in Tools*, from the Smithsonian Report for 1918, Washington, 1920.

A. W. FLUX, *The measurement of price changes*, reprinted from « The Journal of the Royal Statistical Society », vol. LXXXIV, part. II (March, 1921), London, 1921.

J. W. GIDLEY, *A Pleistocene cave Deposit of Western Maryland*, from the « Smithsonian Report for 1918 », Washington, 1920.

C. W. GILMORE, *Reptile Reconstitutions in the United States National Museum* from the « Smithsonian Report for 1918 », Washington, 1920.

GUARANTY TRUST COMPANY OF NEW YORK, *Essentials of Trading With Latin America*. New York, 1920.

GUARANTY TRUST COMPANY OF NEW YORK, *Foreign Loans in the United States*, july 1. 1920.

GUARANTY TRUST COMPANY OF NEW YORK, *Condensed Statements*, December 6, 1921; December 31, 1921; March 10, 1922.

W. GYLLENBERG, *On the properties of the red stars and their relation to the spectral series*, Stockholm 1922.

C. J. HAWKINS, *Sexual Selection and Bird Song*, from the « Smithsonian Report for 1918 », Washington, 1920.

H. K. HAYES, H. V. HARLAN, *The Inheritance of the Length of Internode in the Rachis of the Barley Spike*, in « Bulleettin U. S. Department of Agriculture », n. 869, September 30, 1920.

J. N. B. HEWITT, *A Constitutional League of Peace in the stone age of America, the League of the Iroquois and its Constitution*, from the « Smithsonian Report for 1918 », Washington, 1920.

A. S. HITCHCOCK, *Floreal Aspect of the Hawaiian Islands*, from the « Smithsonian Report for 1917 », Washington, 1919.

F. L. HOFFMAN, *The significance of a declining death rate*, January, 1914.

F. L. HOFFMAN, *Health conservation and vital statistics of the American, Republics south of Mexico*, reprinted from the October, 1921, issue of the « Bulletin of the Pan-American Union. »

F. L. HOFFMAN, *National Health insurance and the medical profession*, 1921.

N. HOLLISTER, *The National zoological Park: A Popular Account of its Collections*, from the « Smithsonian Report for 1917 », Washington, 1919.

E. W. HOPKINS, *The Background of Totemism*, from the « Smithsonian Report for 1918 », Washington, 1920.

C. L. HUNT, *A Week's food for an Average Family*, in « Farmers Bulletin » 1228, U. S. Department of Agriculture, February, 1922.

J. H. KEMPTON, *Inheritance of Ramose Inflorescence in Maize*, in « Bulletin U. S. Department of Agriculture » n. 971, December 3, 1921.

J. M. KEYNES, *The economic consequences of the peace*, London, 1920.

J. M. KEYNES, *A revision of the treaty*, London, 1922.

JOHNS HOPKINS UNIVERSITY, *History of Cooperation in the United States*, Baltimore, 1888.

LAPAT RAI, *Young India*, foreword by JOSIAH C. WEDGWOOD, London, 1917.

LEAGUE OF NATIONS, *Memorandum on Public Finance*, 1921, Geneva, 1922.

H. LEFFMANN, *A Tribute, Samuel Pierpont Langley: Pioneer in Practical aviation*, from the « Smithsonian Report for 1918 », Washington, 1920.

W. LINDGREN, *Gold and Silver Deposits in North and South America*, from the « Smithsonian Report for 1917 », Washington, 1919.

F. LIST, *The national system of political economy*, translated by SAMPSON S. LLOYD, London, 1885.

W. H. LONGLEY, *Marine Camoufleurs and their Camouflage: the Present and Prospective Significance of Facts regarding the Coloration of Tropical Fishes*, from the « Smithsonian Report for 1918 », Washington, 1920.

C. MACARA, *The international Idea in Industry*, 1920.

C. A. MAGOON C. W. CULPEPPER, *A Study of the Factors affecting Temperature Changes in the Container during the Canning of Fruits and Vegetables*, in « Bulletin U. S. Department of Agriculture », n. 956, August 17, 1921.

K. G. MALMQVIST, *On some relations in stellar statistics*, Stockholm, 1922.

W. R. MATTOON, *Forestry and Farm Income*, in « Farmers Bulletin », U. S. Department of Agriculture, Washington, August, 1920.

W. R. MC CONNELL, *Rate of Multiplication of the Hessian Fly*, in « Bulletin U. S. Department of Agriculture », n. 1008, November 15, 1921.

W. B. MERCIER, *Extension Work among Negroes*, 1920, U. S. A. Department of Agriculture, 1921.

G. P. MERRILL, *The Composition and Structure of Meteorites compared with that of Terrestrial Rocks*, from the « Smithsonian Report for 1917 » Washington, 1919.

P. H. MIDDLESON, *French Plans to extend Foreign Trade*, New York, November 22, 1920.

P. H. MIDDLETON, *German Plans to extend Foreign Trade*, New York, january, 1921.

R. A. MILLIKAN, *Twentieth Century Physics*, from the « Smithsonian Report for 1918 », Washington, 1920.

BROADUS MITCHELL, *The rise of cotton mills in the south*, Baltimore, 1921.

A. F. MOORE, *The Sea as a Conservator of Wastes and a Reservoir of Food*, from the « Smithsonian Report for 1917 », Washington, 1919.

NATIONAL ASSOCIATION OF WOOL MANUFACTURERS, *Annual wool review 1921*, Boston, 1922.

F. NEUMANN, *Leonhard Fuchs, physician and botanist, 1501-1566*, from the « Smithsonian Report for 1917 », Washington, 1919.

NEW ZEALAND, *Official Year-Book*, 1902, 1903, 1914, 1915.

NEW ZEALAND, *Official Year-Book 1920*, Wellington, 1920.

NEW ZEALAND, *Official Year-Book, 1921-22*, Wellington, 1922.

NEW ZEALAND, *Results of a Census of the Dominion of New Zealand taken for the night of the 15th october, 1916*, Wellington, 1920.

NEW ZEALAND, *Statistics for the year 1919*, in four volumes, Wellington, 1920.

NEW ZEALAND, *Statistics for the year 1920*, I, II volumes, Wellington, 1921.

NEW ZEALAND, *Prices. An Inquiry into Prices in New Zealand, 1891-1919*, Wellington, 1920.

NEW YORK STATE, *Miscellaneous Labor Laws, with amendments, additions and annotations to november 1, 1921*.

NEW YORK STATE, *Workmens's Compensation Law, with amendments, additions and annotations to september 1, 1921*.

NEW YORK STATE, *Labor Law, with amendments, additions and annotations to august 1, 1921*.

NEW YORK STATE INDUSTRIAL COMMISSION, *Proceedings of the fifth industrial safety congress*, Syracuse, N. Y., December 6-9, 1920.

G. E. NICHOLS, *Spagum Moss: War Substitute for Cotton, in Absorbent Surgical Dressing*, from the « Smithsonian Report for 1918 ». Washington, 1920.

S. H. PATTERSON, *A Bank Catechism*, New York, 1910.

S. H. PATTERSON, *What the Items of a Bank Statement Mean*, New York, 1920.

KARL PEARSON, *Side lights on the evolution of man*, Cambridge, 1921.

F. W. PECK, *Methods of Conducting Cost of Production and Farm Organization Studies*, in « Bulletin U. S. Department of Agriculture », n. 994, november, 1921.

W. M. PERSON, *Interpretation of the index of general business conditions*, Cambridge, Mass. U. S. A., 1922.

B. PETRONIEVICS, *On the Law of Irreversible Evolution*, from the « Smithsonian Report for 1918 », Washington, 1920.

PRINCE KROPOTKIN, *The Direct Action of Environment and Evolution*, from the « Smithsonian Report for 1918 », Washington, 1920.

PRIVY COUNCIL, MEDICAL RESEARCH COUNCIL, *The Use of Death-rates as a Measure of Hygienic Conditions*, by JOHN BROWNLEE, London, 1922.

PRIVY COUNCIL, MEDICAL RESEARCH COUNCIL, *Experimental Rickets*, by E. MELLAMBY, London, 1921. *Medical Uses of Radium, Studies of the Effects of Gamma Rays from a large quantity of Radium*, by various authors, London, 1922.

PRIVY COUNCIL, MEDICAL RESEARCH COUNCIL, *First Report of the Miners' Nystagmus Committee*, London, 1922.

PRIVY COUNCIL, MEDICAL RESEARCH COUNCIL, *Catalogue of the National Collection of Type Cultures*, London, 1922.

NILS H. RASMUSON, *A Research on Moving Clusters*, (« Meddelanden från Lunds Astronomiska Observatorium », serie II, n. 26), Lund, 1921.

E. RAY LANKESTER, *A Great Naturalist: Sir Joseph Hooker*, from the « Smithsonian Report for 1918 », Washington, 1920.

T. W. RICHARDS, *The Problem of Radioactive Lead*, from the « Smithsonian Report for 1918 », Washington, 1920.

C. W. RICHMOND, *In memoriam - Edgar Alexander Mearns, 1856-1916* from the « Smithsonian Report from 1917 », Washington, 1919.

C. E. RIGGS, *Venereal statistics of the army and navy*, Reprinted from « United States Naval Medical Bulletin », vol. 15, n. 1, Washington, 1921.

W. ROSCHER, *Principles of Political Economy*, translated by J. J. LABOR, 2 voll. New York 1878.

ROYAL COLONIAL INSTITUTE, *Proceedings*, 1869, 1870, 1874 - 1909; *United Empire*, 1910 - 1919.

C. H. SABIN, *Fundamental facts of our business situation*, December, 1920.

W. E. SAFFORD, *Natural History of Paradise Key and the Near-by Everglades of Florida*, from the « Smithsonian Report for 1917 », Washington, 1919.

P. SCHMIDT, *Catalepsy in Phasmidae*, from the « Smithsonian Report for 1917 », Washington, 1919.

EMMET J. SCOTT, *Negro migration during the war*, New York, 1920.

E. W. SHEETS, R. H. TUCKWILLER, *Effect of Winter Rations on Pasture Gains of Yearling Steers*, in « Bulletin U. S. Department of Agriculture » n. 870, october 10, 1920.

F. H. SISSON, *The Credit Situation - Its Causes and Cure*, New York, December 7, 1920.

F. H. SISSON, *Europe After the War*, march, 1920.

F. H. SISSON, *The World's Challenge to America*, october 6, 1920.

SOCIÉTÉ DES NATIONS, *List of articles on economic and financial subjects in the following journals*.

J. STAMP, *Wealth and Taxable Capacity*, London, King, 1922.

STANDING JOINT COMMITTEE OF INDUSTRIAL WOMEN'S ORGANISATIONS, *The position of women after the war*, Report presented to the « Joint Committee on Labour Problems after the War », London.

STATE OF NEW YORK, *Annual Report of the Industrial Commission for the twelve months ended june 30, 1920*, Albany, 1921.

STATE OF NEW YORK, *Thirty-ninth Annual Report of the State Department of Health, for the year ending December 31, 1918*, vol. III, *Report of Division of Vital Statistics*, Albany, 1921.

R. TAGORE, *Nationalism*, London, 1920.

A. E. TAYLOR, *Influence of Depreciation of Exchange on Agricultural Production*, separate n. 807, from « Yearbook of the Department of Agriculture », 1919.

A. E. TAYLOR, *Prewar Crop Estimates in Germany*, Separate n. 801, from « Yearbook of the Department of Agriculture », 1919.

A. A. TCHOUPROFF, *On the mathematical expectation of the moments of frequency distributions, Part. II*. From « Biometrika » July 1921.

A. F. TREDGOLD, *The Problem of Degeneracy*, from the « Smithsonian Report for 1918 », Washington, 1920.

R. H. TRUE, *Notes on the Early History of the Pecan in America*, from the « Smithsonian Report for 1917 », Washington, 1919.

U. S. A. WAR DEPARTMENT, *Defects Found in Drafted Men*, Washington, 1920.

U. S. A. DEPARTMENT OF COMMERCE, *Foreign Commerce and Navigation of the United States for the calendar year 1920*, Washington, 1921.

T. W. VAUGHAN, *Corals and the Formation of Coral Reefs*, from the « Smithsonian Report for 1917 », Washington, 1919.

R. DE C. WARD, *The Tornadoes of the United States*, from the « Smithsonian Report for 1918 », Washington, 1920.

G. F. WARREN, *Prices of Farm Products in the United States*, in « Bulletin U. S. Department of Agriculture », n. 999, august 26, 1921.

H. WESTERGAARD, *On the study of displacements, within a population*. Reprinted from « Quarterly Publications of the American Statistical Association », december 1920.

WESTERN AUSTRALIA, DEPARTMENT OF MINES, *Report for the Year 1914*, Perth, 1915.

CH. WICKSTEED, *The Land for the people: How to obtain it and how to manage it*, Second edition, London, 1894.

T. WRIGHT, G. A. BELL, *Live Stock Conditions in Europe*, separate n. 821, from « Yearbook of the Department of Agriculture », 1919.

E. CZUBER *Die Statistischen Forschungsmethoden*, Wien, 1921.

E. CZUBER, *Ueber die Beurteilung statistischer Reihen auf ihren Zufallcharakter*, in « Skandinavisk Aktuarietidschrift », 1921.

E. CZUBER, *Soziologische Kriegsprobleme*, Sonderabdruck des « Zeitschrift für Sozialwissenschaft », 1921.

E. CZUBER, *Wahrscheinlichkeitsrechnung und ihre Anwendung auf Fehlerausgleichung, Statistik und Lebensversicherung*, zweiter Band, Leipzig, 1921.

E. CZUBER, *Zur Theorie der linearen Korrelation*, Sonderabdruck aus « Archiv für die gesamte Psychologie » XLI, band 3, u. 4, Heft, Leipzig, 1921.

W. FELD, *Neuere familienstatistische Literatur*, Abdruck aus « Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik », 112, Band, III Folge; 57 Band, 1919,

W. GYLLENBERG, *Über die Intensitätsverteilung in Spektrum des δ - Cephei - veränderlichen s sagittae* (« Meddelanden från Lunds Astronomiska Observatorium », serie II, n. 24), Lund, 1921.

W. JELLINEK, *Rechtsgutachten über die Frage Gross-Hamburg erstatten dem Provinzialausschuss der Provinz Schleswig-Holstein*, Abgeschlossen am 5. September 1921.

W. JELLINEK, *Die Weimarer Reichsverfassung verglichen mit der Verfassung Nordamerikas und der Schweizerischen Eidgenossenschaft*. Sonderdruck aus dem « Handbuch der Politik », III Auflage, Band III, Berlin

B. MEIDELL, *Randbemerkungen über den Verlauf der Deckungskapitalien; ihre Differentialgleichungen und gewisse ihren angeknüpfte Identitäten*, in « Skandinavisk Aktuarietidskrift » 1921.

MINISTERIUM DER AUSWÄRTIGEN ANGELEGENHEITEN, *Finland im Anfang des XX Jahrhunderts*, Helsingfors, 1919.

REPUBLIK ÖSTERREICH, STATISTISCHE ZENTRALKOMMISSION, *Statistisches Handbuch*, I. Jahrgang, Wien, 1920.

REPUBLIK ÖSTERREICH, STATISTISCHE ZENTRALKOMMISSION, *Statistisches Handbuch*, II Jahrgang, Wien, 1921.

A. A. TSCHUPROW, *Das Gesetz der grossen Zahlen in der Stochastisch-statistische Standpunkt in der modernen Wissenschaft*, « Nordisk Statistisk Tidskrift », Band I, Höfte 1, 1922.

A. A. TSCHUPROW, *Ueber die mathematische Erwartung der quotienten von zwei gegenseitig abhängigen zufälligen Variablen*.

V. WINKLER, *Der Rückgang der körperlichen Tüchtigkeit in Österreich in den Jahren 1870-1912*, Sonderabdruck aus « Archiv für Soziale Hygiene und Demographie », Band 14, Heft 4.

W. WINKLER, *Berufsstatistik der Kriegstoten der öst. Monarchie*, Wien, 1919.

W. WINKLER, *Die Totenverluste der öst. Monarchie nach Nationalitäten*, Wien, 1919.

W. WINKLER, *Neue Untersuchungen über die wirtschaftliche Lage und das Wohnen der Studenten*, Abdruck aus « Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik », Bd. 116 (Dritte Folge, Bd. 61) 1921, 6 Heft.

W. WINKLER, *Neuere Heiratstafeln*, Abdruck aus « Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik », Bd. 118 (Dritte Folge, Bd. 63), 1922, Heft 1.

J. WYLER, *Die Geburtenhäufigkeit der Schweiz während des Weltkrieges*, Separatabdruck aus der « Zeitschrift für schweizerische Statistik und Volkswirtschaft », 57, Jahrgang, Heft 3, 1921.

J. WYLER, *Die schweizerische Bevölkerung unter dem Einflusse des Weltkrieges*, Zurich, 1922.

F. ZIZEK, *Grundriss der Statistik*, München, 1921.

F. BERNIS, *El Banco de España y la Economía Nacional*.

P. DE AZCARATE FLORES, *La guerra y los servicios publicos de carácter industrial*, t. 1: *El régimen ferroviario inglés y la guerra*, t. 2: *La contracción de suministros de municiones en Inglaterra durante la guerra*, Madrid, 1921.

DIRECCIÓN GENERAL DEL INSTITUTO GEOGRÁFICO Y ESTADÍSTICO, *Anuario Estadístico de España, Anno III, 1920*, Madrid, 1922.

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS, *Anales*, tomo I, 1919, Buenos Aires, 1919.

MINISTERIO DE HACIENDA, *Ordenación bancaria de España, Antecedentes y elementos para el estudio del problema bancario español — Proyecto de ley de D. Francisco de A. Cambó sobre régimen ulterior de la Banca de emisión y de la Banca privada*, Madrid, 1921.

MINISTERIO DE HACIENDA DE LA REPÚBLICA ARGENTINA. DIRECCIÓN GENERAL DE ESTADÍSTICA DE LA NACION, *Extracto Estadístico de la República Argentina, correspondiente al año 1915*, Buenos Ayres, 1916.

MINISTERIO DE INSTRUCCIÓN PÚBLICA Y BELLAS ARTES, DIRECCIÓN GENERAL DEL INSTITUTO GEOGRÁFICO Y ESTADÍSTICO, *Estadística de la Prensa Periódica de España* (Referida al 1 de febrero del año 1920), Madrid, 1921.

PERÚ. MINISTERIO DE FOMENTO, *Extracto Estadístico del Perú, 1919* Lima, 1920.

REPÚBLICA ARGENTINA, *Noticia Sumaria del Comercio Exterior Argentino en el decennio 1910-1919*, Buenos Aires, 1920.

REPÚBLICA ARGENTINA. DIRECCIÓN GENERAL DE ESTADÍSTICA DE LA NACION: *Intercambio económico de la República, 1910-17*, Buenos Aires, 1918.

REPÚBLICA ORIENTAL DEL URUGUAY, *Anuario estadístico*, año 1918, libro XXVIII, Montevideo, 1920.

A. A. DA COSTA FERREIRA, *Historia Natural da Criança*, Lisboa, Instituto Medico Pedagogico, 1922.

A. A. MENDES CORRÉA, *As bases geográficas e étnicas da nova carta política da Europa*. Extr. dos n. 3-4, T. 1 da « Rivista da Facultade de Letras do Porto », Porto, 1921.

A. A. MENDES CORRÉA, *Corso de Antropologia na Universidade do Pórt*.
Trabalhos dos alunos, Notas apresentadas ao Congresso de Ciências
 Luso-Espanhol, efectuado em Junho de 1921, Porto, 1922.

A. A. MENDES CORRÉA, *Osteometria portuguesa, III cintura pélvica*. Extr. do
 tomo XIV da «Annaes da Academia Polytechnica do Porto», Coimbra, 1920.

MENDES CORRÉA, *Raça e Nationalidade*, Porto, 1919.

NORGES OFFISIELLE STATISTIKK, Rekke VII, 13, *Husholdningsregnskap*,
Sept. 1918 — sept. 1919, Kristiania, 1921.

NORGES OFFISIELLE STATISTIKK, Rekke VII, 14, *Norges Bergverksdrift 1918*,
 Kristiania, 1921.

NORGES OFFISIELLE STATISTIKK, Rekke VII, 15, *Ulykkesforsikringen for in-
 dustriarbeidere M. V. 1918*, Kristiania, 1921.

NORGES OFFISIELLE STATISTIKK, Rekke VII, 16, *Norges Yernbauer, Beretning
 for Aret 1 juli 1919 — 30 juni 1920*, Kristiania, 1921.

NORGES OFFISIELLE STATISTIKK, Rekke VII, 17, *Faengselsstyrelsens Aarbok
 1917*, Kristiania, 1921.

NORGES OFFISIELLE STATISTIKK, Rekke VII, 18, *Norges Postvesen, 1920*,
 Kristiania, 1921.

NORGES OFFISIELLE STATISTIKK, Rekke VII, 19, *Norges Handel 1919*, Kri-
 stiania, 1921.

NORGES OFFISIELLE STATISTIKK, Rekke VII, 20, *Fagrkolestatistikk 1917-18-
 1919-20*, Kristiania, 1921.

NORGES OFFISIELLE STATISTIKK, Rekke VII, 21, *Norges Telegrafiesen 1910,
 1921*, Kristiania, 1921.

NORGES OFFISIELLE STATISTIKK, Rekke VII, 22, *Veterinaervesen og Kjott-
 kontrollen, 1919*, Kristiania 1921.

NORGES OFFISIELLE STATISTIKK, Rekke VII, 23, *Forsikringsselskaper 1919*,
 Kristiania, 1921.

NORGES OFFISIELLE STATISTIKK, Rekke VII, 24, *Norges Fiskerier 1918*, Kri-
 stiania, 1921.

NORGES OFFISIELLE STATISTIKK, Rekke VII, 26, *Scolevesenets Tilstand 1916*,
 Kristiania, 1921.

NORGES OFFISIELLE STATISTIKK, Rekke VII, 27, *Rekruttehing for den norske
 haer 1917*, Kristiania, 1921.

NORGES OFFISIELLE STATISTIKK, Rekke VII, 28, *Private Aktiebanker 1920*,
 Kristiania, 1921.

NORGES OFFISIELLE STATISTIKK, Rekke VII, 29, *Norges Skibsfart, 1920*,
 Kristiania, 1921.

NORGES OFFISIELLE STATISTIKK, Rekke VII, 30, *Faengselsstyrelsens Aarbok
 1918*, Kristiania 1921.

NORGES OFFISIELLE STATISTIKK, Rekke VII, 31, *Folkemendens Bevegelse
 1918*, Kristiania 1921.

NORGES OFFISIELLE STATISTIKK, Rekke VII, 33, *Rekruttering for den Norske
 Haer 1918*, Kristiania, 1921.

NORGES OFFISIELLE STATISTIKK, Rekke VII, 34, *Skiftevesenet 1918 og 1919*,
 Overformynderiene 1917 og 1918, Kristiania 1922.

NORGES OFFISIELLE STATISTIKK, Rekke VII, 35, *Norges Sparebanker 1920*, Kristiania, 1921.

NORGES OFFISIELLE STATISTIKK, Rekke VII, 36, *Norges Handel 1920*, Kristiania, 1921.

NORGES OFFISIELLE STATISTIKK, Rekke, VII, 38, *Fattigvesenet 1918 og 1919*, Kristiania, 1921.

NORGES OFFISIELLE STATISTIKK, *Statistik Aarbok 1920*, Kristiania, 1921,

NORGES OFFISIELLE STATISTIKK, *Fortegnelse 1 Januar 1911 — 31 December 1920*, Kristiania, 1922.

NORGES OFFISIELLE STATISTIKK, *Tommerflotningen i de norske vassdrag i aarene 1916-1920*, Kristiania, 1922.

H. WESTERGAARD, *Om legements vækst hos prægebørn*, in « Meddelelser fra den antropologiske komité », København, 1920.

BIDRAG TILL FINLANDS OFFICIELLA STATISTIK, *Arbetstatistik B Understöds-kassor 14. År 1917*. Helsingfors, 1920.

FINLANDS OFFICIELLA STATISTIK *Arbetstatistik utgiven av socialstyrelsen. A. Olycksfallen i Arbetet. 15. Arct. 1917. 1) Olycksfall, som Drabbat Industriarbetare M. Fl. 2) Olycksfall, som Drabbat sjömän på Finska Fartyg*. Helsingfors, 1920.

VERA HJELT, *Tutkimus koskeva ompelijatterien Ammattioloja suomessa*, Helsingissä, 1908.

VERA HJELT, *Undersökning af Yrkessarbetares Lefnadsvillkor i Finland 1908-1909*, Helsingfors, 1911.

TEKLA HULTIN, *Yötyöntekijätäret Suomen Teollisundessa*, Helsingissä 1911.

G. R. SNELLMAN, *Undersökning af Bagareyrket i Finland*, Helsingfors 1905.

G. R. SNELLMAN, *Undersökning af Texil-Industrin i Finland*, Helsingfors, 1904.

G. R. SNELLMAN, *Undersökning af Tryckeri-Industrin i Finland*, Helsingfors, 1907.

G. R. SNELLMAN, *Undersökning af Folhskolebarnens i Helsingfors, Abo, Tammerfors och Viborg arbete utom skolan*, Helsingfors, 1908.

G. R. SNELLMAN, *Undersökning af Löneförhållandena inom Tryckeri-Industrin i Finland*, Helsingfors, 1908.

G. R. SNELLMAN, *Undersökning af Kontors- och Handelsbiträdenas i Finland*, Helsingfors, 1909.

G. R. SNELLMAN, *Undersökning af Arbetstiden i Finlands Industrier och Handtvärkerier*, Helsingfors 1910.

G. R. SNELLMAN, *Undersökning af Mekaniska Värkstäderna i Finland*, Helsingfors, 1911.

G. R. SNELLMAN, *Undersökning angäende Pappersindustrin i Finland*, Helsingfors, 1912.

G. R. SNELLMAN, *Tytkimus suomen Lasiteollisundetn*, Helsinki, 1913.

G. R. SNELLMAN, *Undersökning angäende Saagindustrin samt damed i sammanhang stäende Afverking, Flottning och inlastning i Finland*, Helsingfors, 1914.

VAINO KAPARI, *Berättelse ofver Vävkstäld Grauskning af Begräfningshjälpringarna*, Helsingfors, 1910.

KONINKRIJK DER NEDERLANDEN, *Jaarcijfers, Koloniën 1917*, Belinfante, 1921.

KONINKRIJK DER NEDERLANDEN, *Jaarcijfers, Koloniën, 1918*, Belinfante, 1921.

L. KRZYWICKIEGO, *Rosja Sowiecka pod wzgledem spoleczny i gospodarczym*, Varszawa, 1922.

RIIGI STATISTIKA KESKBÜROO, *Turuhinnad Eestis oktobris ja novembris 1921 a.*, Tallin, 1922.

RIIGI STATISTIKA KESKBÜROO, *Ulevaade Eesti vabrikute Kohta*, Tallin, 1921.

RIIGI STATISTIKA KESKBÜROO, *Vabrikute tegevus normaal, 1919 ja 1920 aastal*, Tallin, 1921.

M. SKUJENEeks, *Latvija, zēme un eedzīvotaji, ar J. BOKALDERA nodaly par lauksaimniecību*, Valsts statistik ās pārvaldes izdevums, Riga, 1922, g.